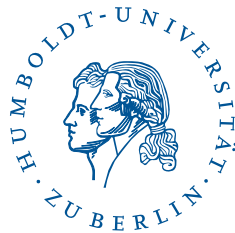




Humboldt-Universität Berlin
Center for Applied Statistics and Economics
SS 2013

Analyse der Evaluationsdaten zum Führungshandeln der Schulleitung an elf Berliner beruflichen Schulen

Analysis of the leadership survey at eleven Berlin vocational schools



Bachelorarbeit

zur Erlangung des akademischen Grades *Bachelor of Science*

vorgelegt von

Julia Baumann

Immatrikulationsnummer: 539565

Studiengang: Wirtschaftspädagogik

22. Juli 2013

Erstprüfer: Prof. Dr. W. Härdle

Zweitprüfer: Prof. Dr. Dr. h. c. J. van Buer

Betreuer: Dr. S. Klink

Inhaltsverzeichnis

Abkürzungsverzeichnis	III
Abbildungs- und Tabellenverzeichnis	IV
1. Einleitung	1
2. Datensatz	2
2.1. Hintergründe zur Befragung und Auswertung der Daten	2
2.2. Beschreibung des ermittelten Faktorenmodells	5
3. Theorie	7
3.1. Explorative Faktorenanalyse	7
3.1.1. Vorgehensweise	8
3.1.2. Fazit	14
3.2. Konfirmatorische Faktorenanalyse	14
3.2.1. Voraussetzungen	15
3.2.2. Vorgehensweise	15
3.2.3. Fazit	23
4. Datenanalyse	25
4.1. Konfirmatorische Faktorenanalyse mit erweitertem Datensatz	25
4.2. Bewertung des aufgestellten Modells	29
4.3. Explorative Faktorenanalyse der Originaldaten	30
4.4. Explorative Faktorenanalysen zur Entwicklung eines Modells	31
4.5. Inhaltliche Betrachtung und Interpretation des aufgestellten Modells	37
5. Zusammenfassung	39
A. Anhang	43
A.1. Skalendokumentation der verwendeten Items	43
A.2. Explorative Faktorenanalyse der Originaldaten - Schematische Dar- stellung	44
A.3. Faktorenzuzuordnung des eigenen Modells	49

Abkürzungsverzeichnis

AK	Abteilungsleiter
AL	Abteilungsleiter
CFI	Comparative-Fit-Index
C.R.	Critical Ratio
EFA	Explorative Faktorenanalyse
FIML	Full Information Maximum Likelihood
KFA	Konfirmatorische Faktorenanalyse
KMO	Kaiser-Meyer-Olkin-Test
ML	Maximumlikelihood-Methode
PAF	Hauptachsenanalyse
PCA	Hauptkomponentenanalyse
OSZ	Oberstufenzentrum
RMSEA	Root-Mean-Square-Error of Approximation
SL	Schulleiter
SRMR	Standardized Root Mean Square Residual
SSL	Stellvertretender Schulleiter

Abbildungs- und Tabellenverzeichnis

Tab. 2.1. Modell der Führungsrahmen und Fragebogenstruktur (vgl. Wagner 2011, S. 170)	5
Tab. 2.2. Skalenübersicht (vgl. Wagner 2011, S. 175)	6
Abb. 3.1. Pfaddiagramm einer Konfirmatorische Faktorenanalyse (KFA) mit einer latenten Variablen, zwei beobachteten Variablen und zwei Fehlervariablen (vgl. Bühner 2006, S. 241)	16
Tab. 3.1. Prüfkriterien für die Modellgüte	23
Tab. 4.1. Itemzuordnung der KFA	25
Tab. 4.2. Realitätsberechnung der Konstruktebene	27
Tab. 4.3. Modellfits der KFA	28
Tab. 4.4. Korrelation zwischen den Aussagen der einzelnen Leitungspersonen des Items eik_02	29
Tab. 4.5. Ergebnisse der Explorativen Faktorenanalysen	36

1. Einleitung

Im Rahmen des deutschlandweiten Schulentwicklungsbestrebens erlangen die Schulen eine größere Eigenständigkeit, mit der eine wachsende Verantwortung für die Schulleitung verbunden ist. Diese Verantwortung spiegelt sich auch in einer Erweiterung der Aufgaben- und Gestaltungsbereiche wieder. Die hier vorgelegte Arbeit beschäftigt sich mit der Untergliederung dieser Aufgabenbereiche und stellt dabei im speziellen Ergebnisse einer empirischen Untersuchung an beruflichen Schulen des Bundeslandes Berlin vor. Diese Untersuchung wurde im Rahmen einer Promotion zu folgender Fragestellung durchgeführt:

„Wie wirken sich die veränderten Rechtsstrukturen einer erweiterten einzelschulischen Selbstverantwortung auf das Führungsverständnis und das Führungshandeln der Führungskräfte beruflicher Schulen aus?“ (Wagner 2011, S. 17).

Zur Beantwortung dieser Frage wurde unter anderem eine Erhebung durchgeführt, bei der Lehrkräfte das Führungshandeln der Leitungspersonen bewerten sollten. Die Ergebnisse der Auswertungen wurden anschließend in einem Führungsrahmenmodell dargestellt. Die Aufgabe dieser Bachelorarbeit ist es, dieses Modell und die Gültigkeit für die Daten weiterer Befragungen mithilfe von statistischen Analysemethoden zu überprüfen. Unter Verwendung der Statistikprogramme SPSS und Mplus erfolgt die Auswertung der Daten hauptsächlich mithilfe von Explorativen und Konfirmatorischen Faktorenanalysen. Bei diesen Analysen handelt es sich um ein strukturentdeckendes beziehungsweise strukturprüfendes Verfahren. Als Struktur wird hierbei ein Modell bezeichnet, bei dem Beobachtungen zu Faktoren zusammengefasst werden können.

Bevor auf die Auswertung der Daten eingegangen wird, sollen in *Kapitel 2* die Hintergründe der Befragung näher ausgeführt und der Datensatz beschrieben werden. In *Kapitel 3* werden die theoretischen Hintergründe betrachtet und die verwendeten Analyseverfahren erläutert. Die Durchführung dieser Verfahren mit dem vorliegenden Datensatz und die Auswertung der Ergebnisse werden in *Kapitel 4* beschrieben. Im letzten Kapitel (*Kapitel 5*) werden noch einmal die wichtigsten Erkenntnisse zusammengefasst.

2. Datensatz

2.1. Hintergründe zur Befragung und Auswertung der Daten

Der vorliegende Datensatz wurde im Rahmen einer Promotion erhoben, bei der in einer quantitativen Teilstudie Lehrkräfte von sieben Berliner Schulen zum Führungshandeln der Leitungspersonen ihrer Einrichtung befragt wurden. Dabei wurden Urteile über die Schulleiter¹, die stellvertretenden Schulleiter, Abteilungsleiter und -koordinatoren erfragt (vgl. Wagner 2011, S. 19), um so „die subjektive Wahrnehmungen von Lehrkräften zum Führungshandeln, sowie die Zufriedenheit der Lehrkräfte mit den einzelschulischen Kontextbedingungen“ (Wagner 2011, S. 169) zu ermitteln.

Für diese Untersuchungen wurde ein Fragebogen entwickelt, der sich in einen Befragungsteil zum Führungskräfte-Feedback und einen Teil zur Zufriedenheit untergliedern lässt. Der erste Teil legt einen Schwerpunkt auf die Bewertung der einzelnen Führungskräfte, während im zweiten Teil die Einstellung zur Schulorganisation erfragt wird. Es wurde jeweils eine vierstufige Antwortskala mit folgenden Ankreuzmöglichkeiten angeboten: 1 = „trifft nicht zu“, 2 = „trifft eher nicht zu“, 3 = „trifft eher zu“ und 4 = „trifft voll und ganz zu“. Im Anschluss wurden zusätzlich noch einige wenige Personenmerkmale (z.B. Geschlecht, Alter, Einstellung zur Schulentwicklung) erfragt.

Neben den im Rahmen der Promotionsarbeit erhobenen Daten zwischen September 2007 und Januar 2009 von sieben Berliner beruflichen Schulen liegen zum Zeitpunkt der vorliegenden Arbeit zusätzlich Daten von vier weiteren Schulen ähnlichen Hintergrunds vor. Insgesamt liegen demzufolge Daten von elf Schulen vor, bei denen es sich größtenteils (in neun Fällen) um Oberstufenzentren mit unterschiedlichen Schwerpunkten (z.B. technisch, kaufmännisch, soziale Dienst-

¹Anmerkung: Werden Personenbezeichnungen aus Gründen der besseren Lesbarkeit lediglich in der männlichen oder weiblichen Form verwendet, so schließt dies das jeweils andere Geschlecht mit ein.

leistungen) handelt. Außerdem haben sich eine „berufliche Schule mit sonderpädagogischem Förderschwerpunkt und [...] ein Berufsausbildungszentrum in der Rechtsform einer Stiftung des öffentlichen Rechts“ (Wagner 2011, S. 171) beteiligt. Wagner hebt hervor, dass alle Schulen freiwillig an dieser Studie und auch zuvor an mehreren Modellversuchen zur Erprobung schulischer und unterrichtlicher Qualitätsmanagementstrukturen teilgenommen haben und die Untersuchung deswegen nicht repräsentativ sei, sondern Prozesse an engagierten Einrichtungen bewerte (vgl. Wagner 2012, S. 253).

Insgesamt liegen Beurteilungen von 710 Lehrkräften vor, d.h. seit dem ersten Erhebungszeitraum sind 203 Feedbackbögen hinzugekommen. Allerdings liegt die Rücklaufquote bei einer der Schulen nur bei 31 % und erreicht einen Höchstwert von 85 %. Da in der vorliegenden Arbeit eine schulunabhängige Analyse erfolgt, wird diese Tatsache nicht weiter untersucht.

Lediglich an sieben der Schulen wurden Daten zu den Abteilungskoordinatoren erhoben, da die anderen Schulen entweder andere Organisationsstrukturen besitzen oder eine Beurteilung der Koordinatoren nicht erwünschen. Da an der sonderpädagogischen Schule keine Abteilungen eingerichtet wurden, liegen hier selbstverständlich lediglich Daten über die Schulleitung vor.

Bei der Auswertung des Datensatzes muss beachtet werden, dass den Schulen aufgrund der freiwilligen Teilnahme Einfluss auf die Fragebogenkonstruktion gewährt und schulindividuelle Anpassungen des Befragungsinstruments durchgeführt wurden (vgl. Wagner 2011, S. 181). Dies hat zur Folge, dass bei einigen Schulen keine Daten zu bestimmten Items vorliegen. Des Weiteren wurden im zweiten Befragungsdurchgang gewisse Fragen weggelassen, da diese im ersten stabil zu sein schienen.

Die vorliegende Arbeit beschäftigt sich lediglich mit dem ersten Teil der erhobenen Daten. Es werden die Items zur Beurteilung des individuellen Führungshandelns der Leitungspersonen analysiert. In diesem Bereich wurden ursprünglich 50 Aussagen formuliert. Der vorliegende Datensatz enthält aufgrund der oben genannten Gründe lediglich 34 der Aussagen, die normalerweise für alle vier Leitungspersonen

erhoben wurde. Damit sind 136 Items vorhanden. Zusätzlich geht noch das Item „Schule“, welches die Schulzugehörigkeit der Lehrkraft bezeichnet, in die Untersuchung ein.

Bei den 136 Items handelt es sich um ordinalskalierte Variablen. Für die weitere Untersuchung wird aber größtenteils eine metrische Skalierung unterstellt, bei der die Werte eins bis vier eine zunehmende Zustimmung verdeutlichen. Das Item „Schule“ nimmt Werte zwischen 1 und 11 an und ist aufgrund einer fehlenden Reihenfolge nominalskaliert.

Im Rahmen der zugrundeliegenden Promotionsarbeit wurde auf Grundlage der erhobenen Daten neue Variablen gebildet. Diese treffen als Mittelwert aus den vier Antworten zu den Einzelpersonen eine Aussage über die durchschnittliche Bewertung der Schulleitung bzw. aller Leitungspersonen. Man erhält demzufolge 34 weitere Items, die als Mittelwerte von ordinalskalierten Variablen metrisch sind.

Insgesamt enthält der Datensatz eine auffällig große Anzahl an fehlenden Werten², was die Frage nach einer multiplen Imputation zur Ersetzung dieser Werte aufwirft. Im Rahmen dieser Arbeit wird darauf verzichtet, da größtenteils mit der Software Mplus gearbeitet wird, welche im Rahmen der hier verwendeten Methoden (Explorative und Konfirmatorische Faktorenanalyse) standardmäßig das Full Information Maximum Likelihood (FIML) Schätzverfahren zur Behandlung der fehlenden Werte verwendet. Bei diesem Verfahren wird eine Diskrepanzfunktion maximiert, die aus der Summe von Likelihoodfunktionen besteht, die wiederum für die einzelnen Fälle des Datensatzes stehen. Dieses Verfahren hat sich als effektiv und praktisch im Rahmen der Strukturgleichungsmodelle erwiesen (vgl. Reinecke 2005, S. 290 ff.).

Besonders auffällig ist der hohe Anteil an fehlenden Werten bei den Items zu den Abteilungskoordinaten (durchgängig im Bereich zwischen 40 und 50 %). Dies lässt sich damit erklären, dass dies an einigen Schulen nicht Bestandteil der Befragung war und zusätzlich von vielen Teilnehmern ausgelassen wurde.

²Es liegen so gut wie keine vollständig ausgefüllten Fragebögen vor

2.2. Beschreibung des ermittelten Faktorenmodells

Die Konstruktion des Fragebogens basierte auf einem Modell der Führungsrahmen von Bolmann & Deal (vgl. Bolman u. Deal 1984), welches folgende Rahmen unterscheidet: Rahmen der Struktur- und Schulorganisation, Rahmen der Personalführung, Rahmen der Mikropolitik und Symbolischer Rahmen (visionäre und symbolische Führung). Nach Dubs (vgl. Dubs 2006 S. 147 f.) erhält das Modell eine Erweiterung um den pädagogischen Rahmen. In der folgenden Tabelle werden diese Rahmen kurz erläutert.

Struktureller Rahmen Dieser umfasst die Gestaltung der einzelschulischen Strukturen, Prozesse, Informationssysteme und Abläufe.	Politischer Rahmen Hier werden innerschulische Prozesse der Entscheidung, Verteilung und Konfliktaustragung betrachtet.
Personalener Rahmen Die Aufmerksamkeit liegt auf der Balance zwischen Organisationszielen und Bedürfnissen der Lehrkräfte.	Symbolischer Rahmen Dieser bezieht sich auf die Bedeutung und Sinngebung gemeinsamer Arbeit durch Visionen und Symbole.
Pädagogischer Rahmen Hierzu zählen die fachliche Expertise und das Interesse der Führungskraft für den Unterricht sowie verschiedene Aspekte von Führung im Zusammenhang mit der Organisation, Durchführung und Entwicklung von Unterricht.	

Tabelle 2.1.: Modell der Führungsrahmen und Fragebogenstruktur (vgl. Wagner 2011, S. 170)

Wagner (Wagner 2011, S. 173) erhält bei Durchführung einer Faktorenanalyse³ über die Daten der ersten sieben Schulen ein Sechs-Faktorenmodell. Dieses Modell wurde mithilfe der Statistiksoftware SPSS 17.0 und Amelia II, einem R-Paket für Datenimputation, gewonnen und unter Verwendung des Kaiser-Kriterium erstellt. Beim Aufstellen des Modells wurden nur Faktoren mit einer Faktorladung $d > 0,05$ und einer Trennschärfe von $r_{it} > 0,04$ einbezogen (vgl. Wagner 2012, S.). Das Ergebnis ist in der Tabelle 2.2 zusammengefasst. Die zu den jeweiligen Skalen gehörenden Items können dem Anhang entnommen werden (vgl. A.1).

³Eine Methode zur Untergliederung von Beobachtungen, die im folgenden Kapitel ausführlich erläutert wird.

Skala (Anzahl der Items)	α	r_{it}	Beispiel-Item Die Leitungsperson...
Struktureller Rahmen (6)	0,83	0,51-0,65	...bereitet Konferenzen gut vor.
Personaler Rahmen - Entwicklung (4)	0,79	0,50-0,65	...berät Kollegen in Fortbildungsangelegenheiten.
Personaler Rahmen - Unterstützung (12)	0,92	0,51-0,74	...hat eine vertrauensvolle Diskussionskultur mit dem Kollegium geschaffen.
Politischer Rahmen (5)	0,73	0,46-0,54	...will am liebsten alles alleine machen.
Symbolischer Rahmen (4)	0,71	0,47-0,69	...bemüht sich um eine gute Außendarstellung der Schule.
Pädagogischer Rahmen (7)	0,85	0,54-0,70	...initiiert und fördert Projekte zur Modernisierung von Unterricht.

Tabelle 2.2.: Skalenübersicht (vgl. Wagner 2011, S. 175)

Es sei an dieser Stelle vermerkt, dass die Skala Politischer Rahmen nicht alle Stabilitätskriterien erfüllt und nur 4% der Gesamtvarianz erklärt. „Die Skala wird jedoch in den Analysen berücksichtigt, um ein vollständiges Profil des Führungshandelns nachzuzeichnen“ (Wagner 2011, S. 174). Außerdem wird beim Aufstellen des Modells eine hohe Korrelation zwischen den Skalen Struktureller Rahmen und Personaler Rahmen - Unterstützung von $r = 0,74$ und $p < 0,001$ zugelassen.

Die Analyse ergab, dass der Personale Rahmen aus dem Modell in die Skalen Entwicklung und Unterstützung aufgeteilt werden sollte, was die Sechs-Faktorenlösung erklärt. Insgesamt konnten viele der Items entsprechend der theoretischen Vorüberlegungen den Rahmen zugeordnet werden. Bei dem Symbolischen Rahmen gelang dies am wenigsten. Einige Items fielen weg oder wurden dem Personalen Rahmen - Unterstützung zugeordnet, was seinen Umfang von 12 Items erklärt.

3. Theorie

Im Folgenden werden die der Datenanalyse zugrundeliegenden Analyseverfahren erläutert und dargestellt. Hierbei handelt es sich zum einen um ein strukturentdeckendes Verfahren, die Explorative Faktorenanalyse (EFA), und zum anderen um die Konfirmatorische Faktorenanalyse (KFA), mit der eine angenommene Struktur überprüft werden kann. Neben der Beschreibung der Vorgehensweise wird jeweils auf die Voraussetzungen, die unterschiedlichen Methoden und die Interpretation eingegangen.

3.1. Explorative Faktorenanalyse

Die Explorative Faktorenanalyse ist ein Verfahren der multivariaten Statistik und wird eingesetzt, um empirische Beobachtungen und gewonnene Daten zusammenzufassen und zu untergliedern. Dabei werden die einzelnen Beobachtungen, die sogenannten Items, die in diesem Bereich als manifeste Variablen bezeichnet werden, auf Zusammenhänge untersucht und auf wenige Einflussfaktoren reduziert. Diese Faktoren werden auch als latente Variablen bezeichnet und sind dadurch charakterisiert, dass man sie nicht direkt messen kann, sie die Informationen aller zugeordneten manifesten Variablen aber möglichst gut darstellen sollen. Dieses strukturentdeckende Verfahren beruht auf der Berechnung von Korrelationen bzw. Kovarianzen zwischen den Items.

Die Grundannahme der Faktorenanalyse „Jeder Beobachtungswert einer Ausgangsvariablen x_{im} oder der standardisierten Variablen z_{im} lässt sich als eine Linearkombination mehrerer (hypothetischer) Faktoren beschreiben“ (Backhaus et al. 2008, S. 278) kann durch folgende Gleichung ausgedrückt werden:

$$z_{im} = p_{i1} \cdot a_{m1} + p_{i2} \cdot a_{m2} + \cdots + p_{iq} \cdot a_{mq} + e_i = \sum_{j=1}^q p_{ij} \cdot a_{mj} \quad (3.1.1)$$

Hierbei ist z_{im} für den Beobachtungswert i auf ein Item m , der sich durch die Summe aus Faktorwerten (p_{ij}), multipliziert mit den Ladungen des Items auf den entsprechenden Faktor (a_{mj}), ausdrücken lässt. Das q steht für die Anzahl der Faktoren und e_i für die Fehlerkomponente.

3.1.1. Vorgehensweise

Nun sollen die Ablaufschritte einer Explorativen Faktorenanalyse erläutert werden. Dabei vorgestellten Vorgehensweise orientiert sich an der Übersicht von Backhaus et al. (Backhaus et al. 2008, S. 329).

Vorraussetzungen überprüfen, Variablenauswahl und Errechnung der Korrelationsmatrix

Am Beginn der Faktorenanalyse steht die Überprüfung der Vorraussetzungen, wobei gilt, dass die Faktorlösung immer dann optimal wird, wenn eine hohe Linearität zwischen den Items vorliegt, die von mehreren Größen beeinflusst wird (vgl. Bühner 2006, S. 191). Dazu gehören Ausreißerwerte, die eventuell transformiert oder aus der Analyse ausgeschlossen werden sollten. Auch unterschiedliche Itemverteilungen können zu Problemen führen. Wichtig ist außerdem eine ausreichend hohe Korrelation zwischen den Items, diese kann mit einem Kaiser-Meyer-Olkin-Test (KMO) überprüft werden. Zur Berechnung werden Varianzanteile und Partialkoeffizienten verwendet und das Kriterium kann einen Wert zwischen 0 und 1 annehmen. Obwohl es unterschiedliche Aussagen über die Bewertung gibt, gilt der Datensatz in der Regel ab einem Wert von 0,6 als mittelmäßig geeignet (vgl. Backhaus et al. 2008, S. 336). Neben dem wichtigen KMO-Kriterium gibt es noch weitere Prozeduren, die die Eignung der Daten für eine Faktorenanalyse überprüfen. Dazu gehören der Bartlett's Test, MSA-Koeffizient und Anti-Image-Matrix, auf die im Rahmen dieser Arbeit aber nicht weiter eingegangen werden kann. Außerdem ist auch eine genügend große Stichprobe eine wichtige Vorraussetzung für die EFA. Je größer die Stichprobe, desto stabiler wird die Lösung. In Ausnahmefällen reicht

eine Größe von 60 Probanden, sinnvoll erscheint aber eine Stichprobengröße über 100.

Extraktion der Faktoren

Wie bereits erwähnt, beruht die Berechnung der Faktorenlösung auf der Korrelation zwischen den manifesten Variablen. Deshalb steht am Beginn der EFA die Berechnung der Korrelationsmatrix. Dazu werden die einzelnen Korrelationskoeffizienten zwischen den Items nach folgender Formel berechnet:¹

$$r_{x_1, x_2} = \frac{S_{x_1, x_2}}{S_{x_1} S_{x_2}}, \quad S_{x_1, x_2} = \frac{1}{K-1} \sum_k (x_{k1} - \bar{x}_1)(x_{k2} - \bar{x}_2) \quad (3.1.2)$$

Meistens ist es sinnvoll, die Ausgangsdaten vorher zu standardisieren, wodurch sich die Berechnung der Korrelationsmatrix R vereinfachen lässt:

$$R = \frac{1}{K-1} \cdot Z' \cdot Z \quad (3.1.3)$$

Hierbei ist Z' die transponierte Matrix der standardisierten Datenmatrix Z (vgl. Backhaus et al. 2008, S. 330 ff.).

Stellt man die oben vorgestellte Grundgleichung der Faktorenanalyse (3.1.1) in Matrixschreibweise

$$Z = P \cdot A' \quad (3.1.4)$$

dar, ergibt sich durch Einsetzen für die Korrelationsmatrix R :

$$R = \frac{1}{K-1} \cdot (P \cdot A')' \cdot (P \cdot A') \quad (3.1.5)$$

Mit Anwendung der Regeln der Matrixmultiplikation und Ersetzen des zu 3.1.3 äquivalenten Ausdrucks (mit C = Korrelationsmatrix der Faktoren) ergibt sich

¹Wobei S_{x_1, x_2} die empirische Kovarianz und S_{x_1}, S_{x_2} die empirischen Standardabweichungen sind

weiterhin

$$R = \frac{1}{K-1} \cdot A \cdot P' \cdot P \cdot A' = A \cdot C \cdot A' \quad (3.1.6)$$

Geht man von einer Unkorreliertheit der Faktoren aus, so entspricht die Korrelationsmatrix C einer Einheitsmatrix, sodass sich die Formel zu

$$R = A \cdot A' \quad (3.1.7)$$

vereinfacht. Bei den letzten beiden Gleichungen spricht man vom Fundamentalththeorem der Faktorenanalyse, welches den Zusammenhang von Korrelations- und Faktorladungsmatrix beschreibt (vgl. Backhaus et al. 2008, S. 338 f.). Die Faktorladung ist die Korrelation einer manifesten Variablen mit einem Faktor. Diese werden in einer Strukturmatrix zusammengefasst.

Bestimmung der Kommunalitäten

Außerdem spielen bei der Berechnung der EFA die Kommunalitäten der Items eine wichtige Rolle. Diese berechnen sich als Summe der zugehörigen, quadrierten Ladungen und zeigen wie gut eine Variable das Modell erklärt (vgl. Bartholomew et al. 2002, S. 152). Sie bilden die Diagonale der Korrelationsmatrix. Summiert man die Kommunalitäten aller Items, erhält man den Teil der Gesamtvarianz, der von dem Faktormodell erklärt wird. In der Regel ist dieser Teil kleiner als 100 %, was dazu führt, dass die Formel 3.1.7 um einen Restteil U ergänzt werden muss:

$$R = A \cdot A' + U \quad (3.1.8)$$

Aufgabe der Faktorenanalyse ist es nun, neben den Faktorladungen, die Kommunalitäten zu ermitteln. Dies geschieht mithilfe von Schätzungen im Zusammenhang mit der angewandten faktorenanalytischen Methode. Die bedeutenste Rolle spielen hier die Hauptachsenanalyse (PAF), die Maximumlikelihood-Methode (ML) und die Hauptkomponentenanalyse (PCA), die streng genommen nur eine Datenreduktion durchführt und die Items durch Komponenten beschreibt (vgl. Bühner 2006, S. 181). Es sei an dieser Stelle besonders betont, dass die PCA eine deskriptive Tech-

nik zum Erstellen eines linearen Untermodells aus einem höherdimensionierten Datensatz ist, unabhängig von der EFA verwendet wird und kein Schätzalgorithmus im eigentlichen Sinne ist (vgl. Klinke et al. 2010, S. 1). Bei der Hauptkomponentenanalyse werden die Kommunitäten auf eins gesetzt, da davon ausgegangen wird, dass die Varianz einer manifesten Variablen vollständig von Faktoren erklärt werden kann (vgl. Bühner 2006, S. 196). Nun werden damit die Hauptkomponenten, Linearkombinationen aller Variablen, die die Varianz erklären sollen und deren Eigenwerte berechnet. Eigenwerte entsprechen der Summe der quadrierten Ladungen über alle Variablen eines Faktors. Bei der Methode der Hauptachsenanalyse werden für die Kommunitäten die quadrierten multiplen Korrelationen eingesetzt (vgl. Bühner 2006, S. 197). Danach folgt wie bei der Hauptkomponentenanalyse ein iterativer Prozess, bei dem die Kommunitäten geschätzt werden. Die beiden Verfahren unterscheiden sich darin, welcher Teil der Itemvarianz einer Faktorenanalyse unterzogen wird (vgl. Bühner 2006, S. 188).

Die ML-Methode „stellt einen χ^2 -Test zur Verfügung, um zu testen, ob die Faktorstruktur der in der Population geschätzten Datenstruktur entspricht“ (Bühner 2006, S. 198) und verdankt ihre Wichtigkeit ihrer Skaleninvarianz. Sie verlangt allerdings, dass die Indikatorvariablen multinormalverteilt sind (vgl. Backhaus et al. 2011, S. 137).

Zahl der Faktoren

Es gibt verschiedene Kriterien für die Extraktion einer bestimmten Anzahl von Faktoren, von denen gegebenenfalls auch mehrere berücksichtigt werden können. Grundlegend gilt immer, dass zu jedem Faktor mindestens drei Items gehören sollten (vgl. Bühner 2006, S. 192). Liegt ein hypothetisches Modell zugrunde, sollte immer auch dessen Faktorenanzahl extrahiert und überprüft werden. Im Rahmen der Hauptkomponentenanalyse wird die Anzahl der Faktoren in Abhängigkeit von der Anzahl der Eigenwerte größer eins gewählt, da diese mehr Varianz erklären, als ein standardisiertes Item besitzt (vgl. Bühner 2006, S. 200). Dieses Kriterium wird auch Kaiser-Kriterium genannt und damit begründet, „dass ein Faktor, dessen Varianzerklärungsanteil über alle Variablen kleiner als eins ist, weniger Varianz

erklärt als eine einzelne Variable; denn die Varianz einer standardisierten Variable beträgt ja gerade 1“ (Backhaus et al. 2008, S. 353). Eine weitere Möglichkeit liegt in dem graphischen Scree-Test-Verfahren, bei dem eine Knickstelle im Scree-Plot gesucht wird. Dieser stellt die Eigenwerte absteigend nach Größe sortiert dar. Die Faktoren rechts der Knickstelle sind annähernd konstant groß und gelten als weniger bedeutsam. Weitere weniger subjektive Methoden stellen die Parallelanalyse nach Horn oder der auf Partiallkorrelationen beruhende MAP-Test da (vgl. Bühner 2006, S. 201 f.). Bei der Parallelanalyse nach Horn wird der Eigenwertverlauf zwischen den empirischen Korrelationen mit den Korrelationen zwischen normalverteilten Zufallsgrößen verglichen. Es wird die Anzahl von Faktoren extrahiert, bei denen sich bei der graphischen Darstellung die Eigenwerte vor dem Schnittpunkt der beiden Eigenwertverläufe befinden (vgl. Bortz 2005, S. 545).

Faktorinterpretation

Hat man die Faktoranzahl festgelegt, gilt es die Faktoren zu bestimmen und zu interpretieren, d.h. festzustellen welche Variablen welchem Faktor zugeteilt werden. Hierbei wird die größte Faktorenladung gesucht und die Variable diesem Faktor zugeschrieben. Dies fällt besonders leicht, wenn eine Einfachstruktur vorliegt, was bedeutet, dass die Faktorenladungen der Items für einen Faktor besonders hoch und für die restlichen sehr niedrig sind. Es kann vorkommen, dass eine manifeste Variable auf zwei Faktoren gleich hoch lädt, was die Interpretation stark erschwert. In der Regel wird ein Item einem Faktor zugeordnet, sobald die Ladung $> 0,5$ ist. Items mit geringeren Ladungen sollten gesondert betrachtet und evtl. ausgeschlossen werden. Nach der Betrachtung aller Variablen versucht man die Faktoren zu interpretieren und ihnen mithilfe der Variablen eine Benennung zu geben.

Um die Interpretation zu vereinfachen, kann man verschiedene Rotationsverfahren, also Transformationen, anwenden. „Dabei werden die gefundenen Faktoren so gedreht, dass sie möglichst gut zu interpretieren sind, wobei hier die oben schon erwähnte Einfachstruktur ein angestrebtes Ziel ist“ (Klopp, S. 8). Die Verfahren werden eingeteilt in die orthogonale Rotation, ohne Korrelation der Faktoren, und die oblique Rotation, mit Korrelation. Über die Entscheidung zwischen den Tech-

niken werden teilweise kontroverse Diskussionen geführt, es bietet sich jedoch an zunächst eine oblique Rotation durchzuführen, da häufig Korrelationen zwischen den Faktoren vorliegen (vgl. hierzu Klopp, S. 8 f.). Die am meisten angewandte orthogonale Rotationstechnik ist die Varimax-Rotation, bei der die Varianz der quadrierten Ladungen der manifesten Variablen innerhalb der Faktoren maximiert wird (vgl. Bühner 2006, S. 205). Eine gute und beliebte oblique Technik ist die Promax-Rotation, bei der mithilfe von Potenzierung die Ladungen reduziert werden, was sich bei den höheren Ladungen weniger auswirkt (vgl. Bühner 2006, S. 205 f.). Eine in der Literatur weniger erwähnte Rotationsmethode ist Geomin. Da sie aber die vielversprechendste Methode ist, solange man nur wenig über die wahren Ladungen weiß, wird sie für das Statistikprogramm Mplus als Standard verwendet (vgl. Asparouhov u. Muthén, S. 16).

Bestimmung der Faktorwerte

Als letzten Schritt gilt es die Faktorwerte zu bestimmen. Diese repräsentieren den individuellen Wert einer Beobachtung auf die latente Variable und können bei der PCA exakt berechnet werden (vgl. Bartholomew et al. 2002, S. 160). Dazu muss die in der oben genannten Matrixschreibweise der Grundgleichung (3.1.4) die Matrix P berechnet werden. Dies wird durch Umstellung möglich:

$$P = Z \cdot A \cdot (A' \cdot A)^{-1} \quad (3.1.9)$$

In bestimmten Fällen reicht dies nicht aus, dann können Schätzverfahren wie z.B. die Regressionsanalyse verwendet werden, um die Faktorwerte zu erhalten. Erhält man hohe positive Werte spricht dies für eine hohe Ausprägung der Beobachtung auf einen Faktor im Gegensatz zu hohen negativen Werten (vgl. Bühner 2006, S. 186 f.).

3.1.2. Fazit

Festzuhalten bleibt, dass der Anwender einer Explorativen Faktorenanalyse an vielen Stellen des Verfahrens eingreifen kann und Entscheidungen zum weiteren Vorgehen treffen muss. Dazu gehören die Entscheidungen über die Art der Analyse (z.B. PCA, PAF), die Anzahl der zu extrahierenden Faktoren, die Rotationstechnik und die Methode zur Ermittlung der Faktorwerte (vgl. Bühner 2006, S. 182). Diese subjektiven Maßnahmen können zu veränderten Lösungen führen, weshalb diese immer kritisch zu betrachten sind (vgl. Backhaus et al. 2008, S. 362). Aus diesem Grund scheint es auch sinnvoll, immer unterschiedliche Methoden anzuwenden und die Ergebnisse zu vergleichen. Laut Bühner (Bühner 2006, S. 203) sei besonders „bei Replikationsversuchen [einer vorangegangenen EFA] darauf zu achten, dass Methode, Rotationstechnik und Faktorenanzahl exakt mit der vorangegangenen Studie übereinstimmen“, da die Analyse so sensibel auf die Einstellungen reagiert.

3.2. Konfirmatorische Faktorenanalyse

Die Konfirmatorische Faktorenanalyse (KFA) ist ein Strukturgleichungsmodell zur Überprüfung von theoretischen oder empirisch gut fundierten Modellen (vgl. Bühner 2006, S. 236). Es handelt sich zwar um eine Weiterentwicklung der Explorativen Faktorenanalyse, allerdings nicht um ein struktur-entdeckendes, sondern ein struktur-prüfendes Verfahren (vgl. Backhaus et al. 2011, S. 123 f.). Im Gegensatz zur EFA werden „nur Ladungen auf einen Faktor zugelassen“ (Bühner 2006, S. 260), was voraussetzt, dass theoretisches, begründetes Wissen über das zu untersuchende Modell vorhanden ist. Dieses wird dann mithilfe von Korrelationsberechnungen und Schätzmethoden überprüft. Das Verfahren beruht dabei auf der EFA und dem entsprechenden Fundamentaltheorem. Im Folgenden werden zunächst die Voraussetzungen und die Durchführung einer KFA geschildert.

3.2.1. Voraussetzungen

Eine grundlegende Voraussetzung für eine KFA ist die Tatsache, dass ausreichend theoretisches Vorwissen über das Modell besteht und es sich bei diesem um ein reflexives handelt. Das bedeutet, es wird davon ausgegangen, dass „Veränderungen in den Messwerten der Indikatorvariablen (x_i) durch die latente Variable (ξ) kausal verursacht werden“ (Backhaus et al. 2011 S. 120). Die Zusammenhänge zwischen den Variablen sollten darüber hinaus linear sein und nicht durch Ausreißer verzerrt. Das Modell sollte so aufgebaut sein, dass einer latenten Variablen mindestens drei Items zugeordnet werden. Außerdem sollte die Stichprobengröße mindestens einen Umfang von $N = 200$ und ein Verhältnis von zehn zu eins zur Variablenzahl haben (vgl. Bühner 2006, S. 262). Bei der Verwendung bestimmter Schätzprozeduren wird eine multivariate Normalverteilung vorausgesetzt, deshalb sollte auch diese vorab überprüft werden.

3.2.2. Vorgehensweise

Nach Backhaus et al. (vgl. Backhaus et al. 2011, S. 125) kann die Durchführung der KFA in fünf Schritte eingeteilt werden: Modellformulierung, Pfaddiagramm und Modellspezifikation, Identifikation der Modellstruktur, Parameterschätzungen und Beurteilung der Schätzergebnisse. Anhand dieser Einteilung wird die Vorgehensweise der KFA erläutert.

Modellformulierung

Zunächst muss das zu überprüfende Modell genau formuliert werden. Hierbei kann es verschiedene Vorgehensweisen geben. Zum einen mag ein hypothetisches Konstrukt existieren. Dieses muss zunächst genau präzisiert und formuliert werden (vgl. Backhaus et al. 2011, S. 125). Anschließend kann man Indikatorvariablen formulieren und diese dann z.B. im Rahmen einer Befragung messen. Zum anderen wird die KFA genutzt um Modelle zu überprüfen, die im Rahmen einer EFA

entstanden sind (vgl. Fabrigar et al. 1999 S. 277). In diesem Fall liegen die zu untersuchenden Daten bereits vor. In beiden Fällen besteht das Modell „aus einer bestimmten Anzahl von latenten Variablen und beobachteten Variablen, die eine bestimmte Struktur aufweisen“ (Bühner 2006, S. 236), die im nächsten Schritt spezifiziert werden muss.

Pfaddiagramm und Modellspezifikation

Hierzu empfiehlt es sich zunächst zur Veranschaulichung ein Pfaddiagramm aufzustellen, aus dem die Zusammenhänge zwischen den Variablen hervorgehen. Bei dieser Visualisierung verwendet man Kästen für die manifesten Variablen, Kreise für die latenten und Fehlervariablen und Pfeile zur Verdeutlichung der Beziehungen zwischen den Variablen (vgl. Backhaus et al. 2011, S. 128 f.). Die einfachen Pfeile geben gerichtete Beziehungen bzw. im Fall der KFA die Ladungen an und Doppelpfeile kennzeichnen die Korrelation oder Kovarianz, die zwischen den latenten Variablen vorliegen können (vgl. Bühner 2006, S. 239 f.). In Abbildung 3.1 (vgl. Reinecke 2005, S. 137). wird ein solches Pfaddiagramm dargestellt.

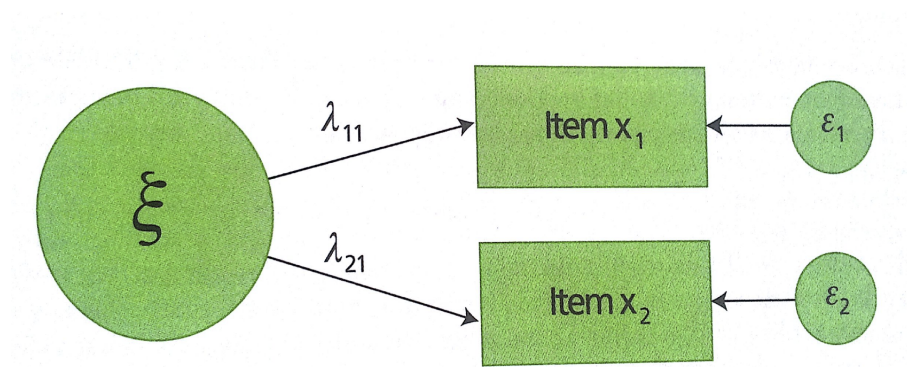


Abbildung 3.1.: Pfaddiagramm einer KFA mit einer latenten Variablen, zwei beobachteten Variablen und zwei Fehlervariablen (vgl. Bühner 2006, S. 241)

Diese Beziehungen werden in einem Gleichungssystem spezifiziert, welches auf die EFA zurückgeht. Diese Gleichungen haben die Form

$$x_i = \lambda_{ij} \cdot \xi + \varepsilon_i \quad (3.2.1)$$

und erklären welche Ladung λ_{ij} die manifesten auf die latente Variable (ξ) aufweisen. Es werden jeweils Fehlervariablen ε_i mit einbezogen, die eine spezifische Komponente, den Varianzanteil der nicht durch diese latente Variable erklärt wird, und eine Zufallskomponente enthalten (vgl. Reinecke 2005, S. 138).

Diese Gleichungen erinnern an die der linearen Regression ($Y = \alpha + \beta \cdot X + \epsilon$) und haben dabei einen Anfangswert α , der immer null ist. Dies ist auf die Annahme zurückzuführen, dass die Werte Mittelwert-zentriert sind (vgl. Long 1994, S. 260). Wie bei Regressionsgleichungen üblich, gelten die Annahmen, dass der Erwartungswert der Fehlervariablen null ist und die Faktoren nicht mit diesen korrelieren (vgl. Reinecke 2005, S. 136).

Anhand der Gleichung 3.2.1 sieht man, dass die Anzahl der zu schätzenden Parameter des Modells von der Anzahl der latenten und manifesten Variablen abhängt. Pro manifester Variable muss eine Faktorladung und Fehlervariable und darüber hinaus die Korrelationen bzw. Kovarianzen zwischen den latenten Variablen berechnet werden.

Identifikation der Modellstruktur

Im nächsten Schritt wird dann zunächst überprüft, ob genügend Informationen vorhanden sind, um das Modell zu berechnen. Dazu wird getestet, ob die Anzahl der zu schätzenden Parameter t kleiner oder gleich $p/2 \cdot (p+1)$ ist, was der Anzahl der Varianzen und Kovarianzen entspricht, die sich aus p manifesten Variablen berechnen lässt (vgl. Backhaus et al. 2011, S. 131). Ist diese sog. t-Regel, und damit die erste notwendige Bedingung, erfüllt, handelt es sich um ein überidentifizierbares Modell. Gilt sogar $t = p/2 \cdot (p+1)$ spricht man von einem genau identifizierbaren Modell. Bei der KFA ist es deswegen gut, wenn pro latenter Variablen mindes-

tens drei Items gegeben sind. Die zweite notwendige Bedingung besagt, dass jede latente und jede Fehlervariable eine Skala erhalten muss (vgl. Reinecke 2005, S. 139). Für die Zuweisung gibt es zwei verschiedene Möglichkeiten: Entweder legt man eine Referenzvariable fest, indem man für eine der zugehörigen beobachteten Variablen die Faktorladung auf 1 fixiert. Hierfür sollte das Item mit dem höchsten Regressionsgewicht oder der höchsten Reliabilität gewählt werden. Oder man fixiert die Varianz einer latenten Variable auf 1, wodurch erzielt wird, dass für alle Items freie Faktorladungen geschätzt werden. Ein weiterer Vorteil ist, dass die Kovarianz zwischen zwei latenten Variablen ihrer Korrelation entspricht (vgl. Bühner 2006, S. 244). Die beiden Möglichkeiten und auch die Wahl der Referenzvariablen können zu unterschiedlichen Ergebnissen führen.

Parameterschätzungen

Ist die Modellstruktur identifiziert, müssen anschließend die Parameter geschätzt werden. In der KFA wird dafür zunächst die Varianz-Kovarianz-Matrix S berechnet. Standardisiert man die darin enthaltenen Variablen, erhält man die empirische Korrelationsmatrix R (vgl. Backhaus et al. 2011, S. 133). Hauptbestandteil der KFA ist es nun die modelltheoretische bzw. implizierte Kovarianzmatrix Σ aufzustellen. Je besser diese die Varianz-Kovarianz-Matrix reproduziert, desto besser ist das Modell. Bei der Berechnung werden zunächst die Grundgleichungen 3.2.1 in die Formel für die Korrelation zwischen den empirischen Modellwert eingesetzt.² Dies wird für alle Korrelationen durchgeführt und man erhält eine modelltheore-

²Dies sieht exemplarisch wie folgt aus: $r_{x_1, x_2} = 1/n \sum z_{1k} z_{2k} = 1/n \sum (\lambda_{11} \cdot \xi_{1k} + \delta_{1k})(\lambda_{21} \cdot \xi_{2k} + \delta_{2k}) = \lambda_{11} \lambda_{21}$ Das Ergebnis ergibt sich nur aufgrund der Modellannahmen.

tische Korrelationsmatrix R^* wie sie in 3.2.2 für ein Beispiel mit vier Variablen dargestellt ist (vgl. Backhaus et al. 2011, S. 135).³

$$R^* = \begin{matrix} & \begin{matrix} X_1 & X_2 & X_3 & X_4 \end{matrix} \\ \begin{matrix} X_1 \\ X_2 \\ X_3 \\ X_4 \end{matrix} & \begin{pmatrix} \lambda_{11}^2 + \delta_1^2 & & & \\ \lambda_{11}\lambda_{21} & \lambda_{21}^2 + \delta_2^2 & & \\ \lambda_{11}\lambda_{32}\phi_{\xi_1, \xi_2} & \lambda_{21}\lambda_{31}\phi_{\xi_1, \xi_2} & \lambda_{32}^2 + \delta_3^2 & \\ \lambda_{11}\lambda_{42}\phi_{\xi_1, \xi_2} & \lambda_{21}\lambda_{42}\phi_{\xi_1, \xi_2} & \lambda_{32}\lambda_{42} & \lambda_{42}^2 + \delta_4^2 \end{pmatrix} \end{matrix} \quad (3.2.2)$$

Bei gerade identifizierten Modellen lässt sich dieses Gleichungssystem exakt lösen, da es für jede Unbekannte eine Information gibt. „Bei überidentifizierten Modellen können die Parameter nur näherungsweise mit Hilfe von Startwerten bestimmt werden“ (vgl. Bühner 2006, S. 246). Durch Optimierung dieser Werte wird versucht die Diskrepanz zwischen der beobachteten und modelltheoretischen Matrix zu minimieren. Hierfür stehen „verschiedene Schätzalgorithmen zur Auswahl, die sich je nach Stichprobengröße, Verteilungen der Items und Skalenniveau anbieten“ (Bühner 2006, S. 249). Die am häufigsten verwendete Methode ist die oben vorgestellte ML. Aber auch andere, wie die Methode der gewichteten (GLS) oder der ungewichteten kleinsten Quadrate (ULS), finden ihr Anwendung.

Beurteilung der Schätzergebnisse

Der letzte Schritt der KFA beinhaltet die Prüfung der Reliabilität und Validität. Diese sind ein Maß für die Zuverlässigkeit bzw. Gültigkeit eines Messinstrumentes (vgl. Backhaus et al. 2011, S. 137). Die Prüfung findet auf mehreren Ebenen statt. Zunächst sollte die Indikatorebene überprüft werden, was einer Plausibilitätsprüfung der Parameterschätzungen entspricht. Dabei werden die partiellen nicht-standardisierten Regressionskoeffizienten zwischen Indikatorvariablen und Faktoren und die zugehörigen Standardfehler der Schätzung betrachtet (vgl. Backhaus et al. 2011, S. 138). Diese werden z.B. bei Mplus automatisch als Model Results Estimate und S.E. ausgegeben. Der Standardfehler sollte hierbei

³ ϕ_{ξ_1, ξ_2} bezeichnet die Korrelation zwischen den latenten Variablen 1 und 2.

möglichst einen Wert unter 1 annehmen, da ansonsten die Zuverlässigkeit der Parameterschätzung angezweifelt werden kann. Teilt man die beiden Werte, erhält man den sogenannte Critical Ratio (C.R.). Dieses sollte über dem kritischen Wert von 1,96 liegen, da der C.R. unter Annahme einer Multinormalverteilung der Ausgangsvariablen annähernd t-verteilt ist (vgl. Backhaus et al. 2011, S. 140). Diese Werte werden bei Mplus auch in der standardisierten Form ausgegeben und sollten vorzugsweise betrachtet werden. Hierbei ist zu beachten, dass die Vorzeichen der Faktorladungen positiv sein und Werte größer als 0,5 aufweisen sollten. Zur Überprüfung der Reliabilität der Variablen wird das Quadrat der Faktorladungen betrachtet (unter Mplus: R-Square). Dieser sollte mindestens bei 0,4 liegen, besser über 0,5, was bedeutet, „dass mindestens 40 bzw. 50 Prozent der Varianz einer Messvariablen durch den dahinter stehenden Faktor erklärt werden sollten“ (Backhaus et al. 2011, S. 141).

Des Weiteren muss die Konstruktebene überprüft werden. Dabei wird die Faktorreliabilität⁴

$$Rel(\xi_j) = \frac{(\sum \lambda_{ij})^2 \phi_{jj}}{(\sum \lambda_{ij})^2 + \sum \theta_{jj}} \quad (3.2.3)$$

aus den geschätzten Faktorladungen und Varianzen berechnet. Diese sollte laut Bagozzi et.al. mindestens bei 0,5 liegen (vgl. Bagozi u. Yi 2012, S. 17). Gleiches gilt für die durchschnittlich extrahierte Varianz

$$DEV(\xi_j) = \frac{\sum \lambda_{ij}^2 \phi_{jj}}{\sum \lambda_{ij}^2 \phi_{jj} + \sum \theta_{ii}}, \quad (3.2.4)$$

die ein weiteres Maß für eine hinreichend reliable Messung der Konstrukte ist (vgl. Backhaus et al. 2011, S. 142).

Im letzten Prüfungsschritt können der Chi-Quadrat-Test und einige weitere Fit-Indizes, die u.a. auch von Mplus automatisch ausgegeben werden, zu Aussagen über die globale Güte verhelfen. Der Chi-Quadrat-Test überprüft hierbei die Nullhypothese, dass das aufgestellte Modell eine akzeptable Anpassung an die Daten darstellt, was auf der Gleichheit der empirischen und modelltheoretischen Kovari-

⁴mit λ_{ij} = geschätzte Faktorladung, ϕ_{jj} = geschätzte Varianz der latenten Variable, θ_{jj} = geschätzte Varianz der zugehörigen Fehlervariablen

anzmatrizen basiert (vgl. Long 1994, S. 303). Mit steigender Differenz zwischen diesen beiden Matrizen fällt auch der χ^2 -Wert höher aus, der sich wie folgt berechnet: $(N - 1) \cdot F$.⁵ Daneben berechnet man noch die Freiheitsgrade $df = \frac{1}{2}b(b + 1) - f$.⁶ Bei diesen Berechnungen gilt, dass „je größer die Stichprobe wird, desto sensibler wird der χ^2 -Test für Modellabweichungen“ (Bühner 2006 S. 253), da der Stichprobenfehler kleiner und das Ergebnis genauer werden. Daraus folgt aber auch, dass bei einer großen Stichprobe kleine Abweichungen von dem Modell, bereits zur Ablehnung der Nullhypothese führen. Zusätzlich besitzt der Chi-Quadrat-Test eine Reihe von Voraussetzungen, die selten alle erfüllt werden. Dazu gehört die Multinormalverteilung der Variablen (bei ML), die Durchführung der Schätzung mithilfe der Varianz-Kovarianz-Matrix und ein genügend großer Stichprobenumfang. Der Wert muss also immer mit Vorsicht interpretiert werden. Die Nullhypothese wird in der Regel dann verworfen, wenn das Verhältnis von χ^2 -Wert und df größer als 2,5 ist (vgl. Backhaus et al. 2011, S. 143 f.). Aufgrund der Einschränkungen, die der Chi-Quadrat-Test mit sich bringt, müssen immer auch andere Gütekriterien betrachtet werden, bevor ein Modell abgelehnt werden kann.

Zu diesen Fit-Indizes gehört der Root-Mean-Square-Error of Approximation (RMSEA), der sich folgendermaßen berechnet:

$$\text{RMSEA} = \sqrt{\frac{\chi^2 - df}{(N - 1) \cdot df}} \quad (3.2.5)$$

Falls df größer als χ^2 ist, wird der RMSEA gleich 0 gesetzt. Der Wert wird mit steigender Diskrepanz zwischen beobachteter und modelltheoretischer Varianz-Kovarianzmatrix größer (vgl. Bühner 2006 S. 255 f.). Die Wertegrenzen für die Interpretation dieses und der folgenden Fit-Indizes können der Tabelle 3.1 entnommen werden.

Das nächste Gütekriterium, welches betrachtet werden sollte, ist der Standardized Root Mean Square Residual (SRMR). Dieser gehört zu den Goodness-of-Fit-Indizes, die die Frage beantworten sollen, ob die Differenz zwischen R und \sum

⁵N steht für den Stichprobenumfang und F für die verwendete Diskrepanzfunktion, z.B. ML.

⁶mit b = Anzahl der beobachteten Parameter, f = Anzahl der frei zu schätzenden Parameter

vernachlässigt werden kann. Dazu wird diese Differenz für die einzelnen Variablen berechnet und in das Verhältnis zu der Modellkomplexität gesetzt (vgl. Backhaus et al. 2011 S. 145)⁷:

$$\text{SRMR} = \sqrt{\frac{2 \sum \sum (\frac{s_{ij} - \sigma_{ij}}{s_{ii} s_{jj}})^2}{p(p+1)}} \quad (3.2.6)$$

Als dritter Index wird der Comparative-Fit-Index (CFI) vorgestellt, der auf Grundlage des χ^2 -Tests einen „Vergleich des getesteten Modells [M] mit einem restriktiven Nullmodell [N]“ (Bühner 2006 S. 256) vornimmt.

$$\text{CFI} = 1 - \frac{\chi_M^2 - df_M}{\chi_N^2 - df_N} \quad (3.2.7)$$

Der Vorteil des CFI ist seine geringe Sensitivität gegenüber Verteilungsverletzungen und Stichprobengröße (vgl. Bühner 2006 S. 256 f.).

In Tabelle 3.1 sind alle oben genannten Kriterien zusammengefasst und die jeweiligen Schwellenwerte angegeben.⁸

Aufgrund der verschiedenen Vor- und Nachteile der einzelnen Gütekriterien, gibt es verschiedene Auffassungen über die Aus- und Bewertung der Ergebnisse. Bühner (Bühner 2006 S. 259) schlägt dabei dieses Vorgehen vor: „Insgesamt muss die Evaluierung primär anhand des χ^2 -Tests vorgenommen werden. Daneben sollten SRMR, RMSEA und CFI angegeben werden“. Backhaus et.al. (vgl. Backhaus et al. 2011 S. 146) weist darauf hin, dass neben der „isolierten“ Modellfitprüfung die Beurteilung auch durch den Vergleich mit anderen Modellen erreicht werden kann.

Führen die Ergebnisse der Gütekriterien dazu, dass das vorliegende Modell nicht beibehalten werden kann, lohnt es sich zunächst noch einmal die theoretische Zu-

⁷mit s_{ij} = empirische Varianz-Kovarianz der Variablen x_{ij} , σ_{ij} = modelltheoretisch errechnete Varianz-Kovarianz der Variablen x_{ij}

⁸Die Tabelle beruht auf die Angaben von Backhaus et.al. (vgl. Backhaus et al. 2011 S. 139) und Bühner (vgl. Bühner 2006 u.a. S. 257), denen wiederum verschiedene Quellen zugrunde liegen

	Kriterium	guter Modellfit	akzeptabler Modellfit
Indikatorebene	Plausibilitätsbetrachtung	positive Faktorladungen	
	Signifikanz der Faktorladungen (C.R.)	$> 1,96$	
	Quadrierte Faktorladungen	$> 0,5$	
Konstruktebene	Faktorreliabilität	$> 0,5$	
	DEV-Wert	$> 0,5$	
Modellebene	χ^2 bzw. χ^2/df		$< 2,5$
	RMSEA	$\leq 0,05$	$\leq 0,08$
	SRMR	$\leq 0,05$	$\leq 0,1$
	CFI	$\geq 0,95$	$\geq 0,90$

Tabelle 3.1.: Prüfkriterien für die Modellgüte

sammenhänge inhaltlich zu überprüfen. Eventuell ergibt sich aus solchen Überlegungen eine mögliche Modifikation des Modells, die eine neue KFA verlangt. Des Weiteren besteht bei vielen Statistikprogrammen die Option sich so genannte Modifikationsindizes ausgeben zu lassen. „Sie zeigen an, wie stark sich der χ^2 -Wert reduziert, wenn die entsprechende Modifikation vorgenommen wird“ (Bühner 2006 S. 268). Es gibt aber natürlich keine Garantie, dass sich die Daten zu einem guten Modell zusammenfassen lassen und in einigen Fällen müssen zahlreiche Modifikation vorgenommen werden.

Falls die Ergebnisse der Gütekriterien eine Annahme des Modells unterstützen, bedeutet dies allerdings auch noch nicht, dass man das optimale Modell gefunden hat. Zumindest äquivalente Modelle mit sehr ähnlichen Modell-Fits liegen oft vor. Vor einer abschließenden Interpretation und Auswertung, sollte dies bedacht und überprüft werden (vgl. Bühner 2006 u.a. S. 270).

3.2.3. Fazit

Wie man der oben beschriebenen Vorgehensweise einer Konfirmatorischen Faktorenanalyse entnehmen kann, muss man bei der Durchführung auf viele Einzelhei-

ten achten und kann demzufolge leicht Fehler einbauen. Wie schon bei der EFA kann der Anwender die Ergebnisse der KFA durch seine Entscheidungen beeinflussen. Dennoch stellt die Konfirmatorische Faktorenanalyse eines der zentralen Prüfinstrumente von Messmodellen für hypothetische Konstrukte dar (vgl. Backhaus et al. 2011 S. 118).

Im Vergleich gilt die Explorative Faktorenanalyse als die sensiblere. Nach Fabrigar, Wegener, MacCallum, Strahan (Fabrigar et al. 1999) ist es in vielen Fällen sinnvoll EFA und KFA zu kombinieren. So kann die KFA nachfolgend dazu genutzt werden die EFA zu überprüfen. Eine weitere Möglichkeit besteht darin, eine Stichprobe aufzuteilen und für die eine Hälfte eine explorative Faktorenanalyse durchzuführen, während die gebildeten Faktoren für die andere Hälfte mithilfe einer konfirmatorischen Faktorenanalyse überprüft werden (vgl. Fabrigar et al. 1999 S. 277).

4. Datenanalyse

Nachdem der verwendete Datensatz vorgestellt und die theoretischen Hintergründe der Analysemethoden erläutert wurden, wird nun auf die Untersuchung der Daten eingegangen. Bei der Durchführung wird zunächst der um die Ergebnisse der vier Schulen erweiterte, Datensatz in Bezug auf seine Übereinstimmung mit dem Sechsfaktorenmodell von Wagner überprüft (vgl. Modell 2.2).

4.1. Konfirmatorische Faktorenanalyse mit erweitertem Datensatz

Um zu überprüfen, ob die Daten inklusive der vier hinzugekommenen Schulen nach wie vor dem Sechsfaktorenmodell und damit dem Konzept der Führungsrahmen nach Bolman & Deal (vgl. Bolman u. Deal 1984) entsprechen, wurde eine Konfirmatorische Faktorenanalyse durchgeführt. Dafür wurde das Statistikprogramm Mplus verwendet. Da dieses die Hauptachsen- und Hauptkomponentenanalyse nicht implementiert hat (vgl. Klinke et al. 2010, S. 5), wurde auf die Standardanalyse mit dem ML-Schätzer zurückgegriffen. Folgende Items wurden dabei den sechs Faktoren zugeordnet:

Struktureller Rahmen	eik_02, eik_03, eik_04, eik_09, eik_15
Politischer Rahmen	eik_08, eik_10, eik_14, eik_20
Personaler Rahmen - Entwicklung	pe_01, pe_05, pe_06, pe_08
Personaler Rahmen - Unterstützung	eik_05, eik_11, eik_21, eik_22, pe_09, pe_02
Symbolischer Rahmen	eik_19, pe_25, pe_19
Pädagogischer Rahmen	pe_14, pe_15, pe_16, pe_22

Tabelle 4.1.: Itemzuordnung der KFA

1

Die Schätzergebnisse sollen nun wie oben beschrieben beurteilt werden. Hierbei wird zunächst die Indikatorebene betrachtet. Die entsprechenden Ergebnisse sind

unter der Ausgabe *Model Results* zu finden. Zunächst kann man feststellen, dass die Vorzeichen der Faktorladungen, wie gefordert, alle positiv sind. Allerdings liegt der Wert des Items pe_02 gerade unterhalb der Grenze 0,5. Der Wert für das Critical Ratio liegt bei allen Items weit über den geforderten 1,96. Unter dem Titel *R-Square* findet man die quadrierten Faktorladungen, von denen drei unter dem Mindestwert von 0,4 liegen und noch zehn weitere die 0,5-Grenze nicht erreichen.

Bei der Prüfung der Konstruktebene müssen die Werte selbstständig berechnet werden, da dies nicht automatisch von Mplus ausgegeben wird. Dies kann aber mithilfe der Formeln 3.2.3 und 3.2.4 leicht nachvollzogen werden. Die Ergebnisse sind der Tabelle 4.1 zu entnehmen. Zu beachten ist, dass Backhaus et al. folgend (vgl. Backhaus et al. 2011, S. 141) die Varianzen der latenten Variablen (ϕ_{jj}) auf 1 fixiert wurden und sich die Fehlervarianzen der Indikatoren im Fall von standardisierten Schätzergebnissen als $\theta_{jj} = 1 - \lambda_{ij}$ berechnen lassen.

Anhand der Tabelle lässt sich leicht ablesen, dass alle Werte für die Faktorreliabilität den vorgegeben Mindestwert von 0,5 weit überschreiten. Die Werte für die Durchschnittlich Extrahierte Varianz liegen allerdings zur Hälfte im Ablehnungsbereich.

Obwohl die bisherigen Überprüfungen der Ergebnisse schon eine Ablehnung des Modells zulassen würden, werden im letzten Schritt die Modellfits bewertet. Diese ergeben sich wie folgt.

Für den Chi-Quadrat-Test gilt, dass der Wert von $\chi^2/df = 908,266/284 = 3,19$ ein inakzeptabler Modellfit ist. Wie oben beschrieben, sollten aber trotzdem die anderen Gütekriterien überprüft werden. Diese Werte liegen alle in dem akzeptablen Bereich der nach oben genannten Kriterien für eine geringe Modelleignung spricht (vgl. 3.1).

Diese schlechten Ergebnisse überraschen zunächst einmal, da das von Wagner aufgestellte Modell auf ein gut fundiertes Konzept zurückführen und auch inhaltlich nachvollziehbar ist. Allerdings lassen sich die schlechten Werte der Modellfits auch nachvollziehbar erklären.

	Estimate	Quadrat	$1 - \lambda_{ij}$	Rel	DEV
Struktureller Rahmen					
eik_02	0,761	0,579121	0,420879	0,86	0,55
eik_03	0,747	0,558009	0,441991		
eik_04	0,763	0,582169	0,417831		
eik_09	0,722	0,521284	0,478716		
eik_15	0,722	0,521284	0,478716		
Summe	3,715	2,761867	2,238133		
Quadriert	13,801225				
Personalер Rahmen - Entwicklung					
pe_01	0,522	0,272484	0,727516	0,80	0,51
pe_05	0,764	0,583696	0,416304		
pe_06	0,837	0,700569	0,299431		
pe_08	0,697	0,485809	0,514191		
Summe	2,82	2,042558	1,957442		
Quadriert	7,9524				
Personalер Rahmen - Unterstützung					
eik_21	0,822	0,675684	0,324316	0,876	0,546
eik_22	0,837	0,700569	0,299431		
eik_05	0,766	0,586756	0,413244		
eik_11	0,764	0,583696	0,416304		
pe_09	0,702	0,492804	0,507196		
pe_02	0,487	0,237169	0,762831		
Summe	4,378	3,276678	2,723322		
Quadriert	19,166884				
Politischer Rahmen					
eik_08	0,670	0,4489	0,5511	0,76	0,446
eik_10	0,664	0,440896	0,559104		
eik_14	0,670	0,4489	0,5511		
eik_20	0,668	0,446224	0,553776		
Summe	2,672	1,78492	2,21508		
Quadriert	7,139584				
Symbolischer Rahmen					
eik_19	0,623	0,388129	0,611871	0,677	0,41
pe_25	0,640	0,4096	0,5904		
pe_19	0,661	0,436921	0,563079		
Summe	1,924	1,23465	1,76535		
Quadriert	3,701776				
Pädagogischer Rahmen					
pe_14	0,734	0,538756	0,461244	0,759	0,44
pe_15	0,666	0,443556	0,556444		
pe_16	0,698	0,487204	0,512796		
pe_22	0,551	0,303601	0,696399		
Summe	2,649	1,773117	2,226883		
Quadrierte	7,017201				

Tabelle 4.2.: Realitätsberechnung der Konstruktebene

Chi-Quadrat-Test	Wert: 908,266 Freiheitsgrade: 284
RMSEA	0,056
CFI	0,927
SRMR	0,046

Tabelle 4.3.: Modellfits der KFA

Ein grundlegendes Problem ist natürlich, dass nicht die gleichen Daten vorliegen, die ursprünglich bei der Durchführung der EFA verwendet wurden. Dies ist größtenteils so erwünscht, da das Hauptinteresse darin liegt, die Gültigkeit des Modells für die hinzugewonnenen Daten der anderen Schulen zu überprüfen. Es stellt sich allerdings die Frage, ob dies genügend beurteilt werden kann, da die Übereinstimmung der Items nicht gewährleistet ist. Bei der vorliegenden Analyse lagen zwölf der Items nicht vor, die ursprünglich in das Faktorenmodell mit eingegangen waren. Dies hängt mit der oben genannten Anpassung der Fragebögen nach dem ersten Untersuchungsdurchgang zusammen. Zusätzlich liegen acht Items vor, die in dem von Wagner formulierten Modell nicht berücksichtigt werden. Dies kann damit zusammenhängen, dass die Faktorladungen nicht hoch genug waren, sie sich nicht eindeutig einem Faktor zuordnen ließen oder bei der Skalenbildung aufgrund der Reliabilitätsanalysen ausgeschlossen werden mussten.

Des Weiteren wurde bereits im Kapitel 3.1.2 erwähnt, dass es besonders bei Replikationsversuchen der EFA wichtig ist, die gleichen Methoden zu verwenden. Selbiges gilt natürlich auch, wenn ein vorliegendes Modell mit der Konfirmatorischen Faktorenanalyse getestet werden soll. Da das verwendete Programm die Verwendung der Hauptkomponentenanalyse nicht zulässt, wurde die ML-Schätzmethode verwendet. Auch durch diese Tatsache lässt sich die festgestellte Abweichung erklären.

An dieser Stelle soll außerdem hervorgehoben werden, dass die Modellfits bei der KFA der Daten aller elf Schulen bereits etwas bessere Werte lieferten als bei der Analyse der Daten der ersten sieben Schulen, mit denen auch ursprünglich das Sechs-Faktorenmodell aufgestellt wurde.

4.2. Bewertung des aufgestellten Modells

Im Zusammenhang mit der Analyse des vorliegenden Sechs-Faktorenmodells und den weniger guten Ergebnissen der KFA kam die grundlegende Frage nach dem optimalen Umgang mit den Daten bei der EFA auf. Das aufgestellte Modell resultierte aus den zusammengefassten Daten über die einzelnen Leitungspersonen. Hierbei wurde der Mittelwert aus den vier Antworten über die verschiedenen Personen zu einer Aussage gebildet.² Allerdings wurden die Aussagen zuvor zu Recht getrennt getroffen und bewertet, da im Normalfall die Leitungsbereiche zwischen den Leitungspersonen aufgeteilt werden und zusätzlich die Stärken dieser in unterschiedlichen Bereichen liegen.

Betrachtet man die Korrelationen zwischen den Antworten zu den vier Leitungspersonen, so stellt man fest, dass diese bei vielen Aussagen nicht besonders hoch sind. Dies wurde mithilfe des Korrelationskoeffizienten Kendall-Tau-b für ordinalskalierte Daten berechnet. Es wurden jeweils die Korrelationen zwischen den Antworten zu den vier Leitungspersonen bei einer Aussage gebildet, wodurch man jeweils sechs Korrelationen erhält.

Die Werte für die Korrelationen zu der ersten untersuchten Aussage „Die Leitungsperson (Schulleiter, stellvertretender Schulleiter, Abteilungsleiter, Abteilungsleiter) führt Besprechungen und Konferenzen zielstrebig und ergebnisorientiert“ sieht man beispielsweise in Tabelle 4.2.

	eik_02_ssl	eik_02_al	eik_02_ak
eik_02_sl	0,459	0,384	0,417
eik_02_ssl		0,316	0,427
eik_02_al			0,623

Tabelle 4.4.: Korrelation zwischen den Aussagen der einzelnen Leitungspersonen des Items eik_02

²Wie bereits erwähnt, fehlten besonders bei den Abteilungskoordinaten viele Antworten, sodass sich die Mittelwerte zum größten Teil aus drei Antworten ergeben.

In dem Beispiel sieht man sehr gut, dass fünf der sechs berechneten Korrelationen einen Wert unter 0,5 annehmen. Dies kann als schwache Korrelation bewertet werden.³ Insgesamt konnte bei der Auswertung festgestellt werden, dass bei 16 der 34 Aussagen mindestens drei der sechs Korrelationen einen Wert unter 0,5 annehmen. Man kann hier also insgesamt von einem schwachen Zusammenhang zwischen den gemachten Aussagen sprechen. Außerdem fällt auf, dass die höchsten Korrelationen meistens zwischen der Aussage zum Schulleiter und Stellvertreter bzw. zwischen Abteilungsleiter und -koordinator vorliegen. Bei keiner Aussage gibt es mehr als zwei Korrelationen mit einem Wert größer als 0,7, das heißt einer starken Korrelation, und auch dieses findet man nur zweimal. An einigen Stellen tauchen sogar Korrelationen mit einem Wert unter 0,3 auf. Bei der Berechnung der Korrelationen mit dem Datensatz von den ersten sieben Schulen, ergeben sich noch niedrigere Werte.

Diese Feststellung bestärkt zum einen die Vorstellung, dass die Leitungspersonen unterschiedliche Aufgaben erfüllen und wahrnehmen. Zum anderen wird durch diese Untersuchung die durchgeführte Mittelwertbildung stark in Frage gestellt. Solch geringe Korrelationswerte sprechen für nur schwache Zusammenhänge zwischen den getroffenen Aussagen und Bewertungen und für eine getrennte Betrachtung der Daten.

4.3. Explorative Faktorenanalyse der Originaldaten

Nicht zuletzt die Überlegungen zu den Korrelationen der Aussagen zu den einzelnen Leitungspersonen, führten zu der Durchführung einer Explorativen Faktorenanalyse mit den ursprünglichen Daten. Dabei handelt es sich um die Analyse von 136 Items die mindestens 357 und bis zu 678 Antworten enthalten. Aufgrund der Größe des Datensatzes konnte die Analyse nicht mit Mplus durchgeführt werden und wurde, obwohl es sich um ordinale Daten handelt, mit SPSS berechnet. Der KMO von 0,701 spricht für eine mittelmäßige Eignung der Daten. Das Ergebnis

³Es liegen verschiedene Interpretationen zu den Korrelationswerten vor. Die vorliegende Arbeit stützt sich auf eine Tabelle von Bühl (vgl. Bühl 2008, S. 269).

ist also unter Vorbehalt zu betrachten. Es wurde die Hauptkomponentenanalyse, Varimax-Rotation und listenweiser Fallausschluss verwendet.

Man erhält eine Lösung mit 29 Komponenten mit einem Eigenwert größer 1 für die keine Rotationslösung erstellt werden kann. Aus diesem Grund wurde noch einmal eine EFA mit einer zuvor festgelegten Anzahl von neun Faktoren durchgeführt.⁴

Da diese Analyse kein gutes und leicht interpretierbares Modell liefert, werden die einzelnen Ladungen und Zahlen hier nicht weiter erläutert.⁵ Es ist besonders auffällig, dass größtenteils alle Aussagen die zu einer Leitungsperson getroffen wurden, auch einem Faktor zugeordnet werden. Die Aufteilung erfolgt also nicht in Bezug auf die Leitungsbereiche bzw. die Führungsrahmen, sondern in Bezug auf die Wahrnehmung zu den einzelnen Führungspersonen. Es scheint daher so, dass die bewertenden Lehrpersonen die Leitungsperson an sich betrachtet und beurteilt haben und weniger zwischen den einzelnen Bereichen und Zuständigkeiten unterschieden haben.

Aufgrund dieser Feststellungen wurden im folgenden lediglich die Daten von Schulleitern und stellvertretenden Schulleitern untersucht. Diese verfügen mit einem durchschnittlichen Wert von 0,623 über höhere Korrelationen.

4.4. Explorative Faktorenanalysen zur Entwicklung eines Modells

Da es an einigen Stellen der Explorativen Faktorenanalyse verschiedene Durchführungsmöglichkeiten gibt, wurden die Daten auf unterschiedliche Weise analysiert. In Tabelle 4.4 werden die Ergebnisse der Analysen 1-6 und die daraus resultierenden Faktorenmodelle mit unterschiedlicher Faktorenanzahl dargestellt.

⁴Es gab neun Komponenten mit einem Eigenwert größer oder gleich zwei.

⁵eine schematische Darstellung des Ergebnisses befindet sich im Anhang.

Beschreibung der Analysen und resultierenden Modelle

Zunächst wurden die Antworten zu den Schulleitern und stellvertretenden Schulleitern durch Mittelwertbildung zusammengefasst, um damit eine EFA mit dem Statistikprogramm SPSS durchzuführen. Hierbei wurden die Varimax-Rotation und sowohl die Hauptachsen- als auch die Hauptkomponentenanalyse angewendet. Bei beiden Ergebnissen erhält man ein Vier-Faktorenmodell und einen KMO-Koeffizienten von 0,965, der für eine sehr gute Eignung der Daten spricht (vgl. Bühner 2006, S. 207). Die Faktorladungen dieser und der folgenden Faktorenanalysen können der Tabelle 4.4 entnommen werden.

Alle weiteren Faktorenanalysen wurden unter Verwendung des Programms Mplus und dessen Standard-Schätzalgorithmus ML erstellt. Es wurde zum einen die oblique Rotation Geomin und zum anderen die orthogonale Rotation Varimax verwendet. In Tabelle 4.4 sind die Ergebnisse für das Fünf-Faktorenmodell dargestellt, da das Kaiser-Kriterium diese Faktorenanzahl ergab. Des Weiteren wurde eine Parallelanalyse nach Horn durchgeführt, die das aufgeführte Drei-Faktorenmodell rechtfertigt. Hier wird aufgrund der Ähnlichkeit nur das Ergebnis der EFA mit Varimax-Rotation dargestellt. Da im oberen Abschnitt die Mittelwertbildung über alle Leitungspersonen kritisiert wurde, wird zur Überprüfung eine EFA lediglich über die Schulleiter-Daten durchgeführt. Da es sich um kategorielle Daten handelt, wird diese mit Mplus durchgeführt und der Parallelanalyse entsprechend das Drei-Faktorenmodell dargestellt.

Zunächst bleibt festzuhalten, dass laut der Überprüfung der Schiefe und Kurtosis der Daten, die notwendige Bedingung für eine multinormale Verteilung und damit der Anwendung des ML-Schätzers nicht gegeben ist. Die Ergebnisse müssen also unter Vorbehalt betrachtet werden. Des Weiteren fällt auf, dass die von Mplus mitgelieferten Ergebnisse für die Modellfits bei den Drei-Faktorenmodellen größtenteils nicht im guten Bereich liegen. Bei den Fünf-Faktorenmodellen erhält man diesbezüglich ein zufriedenstellendes Ergebnis. Da man aufgrund der Voruntersuchungen von Korrelationen zwischen den Faktoren ausgehen kann, wurde größtenteils die Variamax-Rotation verwendet.

In der beigefügten Tabelle sind nur die Faktorenladungen dargestellt, deren Absolutbetrag größer als 0,45 ist. Betrachtet man die Resultate, so fällt auf, dass unabhängig von den angewandten Methoden und der Faktorenzahl größtenteils nur bei zwei Faktoren Items mit hohen Ladungen vorliegen. Auf den ersten Blick scheinen der erste Teil (eik) der Items dem einen und der zweite Teil (pe) dem anderen Faktor zuordenbar zu sein. Dies wirft die Frage auf, ob nicht zwei Faktoren die optimale Anzahl bilden. Schaut man sich die manifesten Variablen an, die nicht auf die ersten beiden Faktoren laden, so stellt man fest, dass es sich dabei unabhängig von der angewendeten Analyse meist um eine kleine, bestimmte Auswahl handelt. So lädt z.B. Item eik_19 bei den Analysen 1,3,4,5 auf einen dritten Faktor. Bei drei dieser Analysen lädt zusätzlich noch Item pe_25 auf diesen Faktor. Problematisch ist bei den vorliegenden Analysen allerdings, dass dieser Faktor eigentlich nicht weiter verwendet werden kann, solange ihm nur zwei Items zugeteilt werden können. Aufgrund des inhaltlichen Zusammenhangs zwischen diesen Variablen bleibt er aber dennoch interessant. Auch die Variable eik_05 und eik_09 scheinen von besonderem Interesse zu sein. Bei den SPSS-Analysen laden sie zusammen auf den dritten Faktor. Bei der ersten Analyse geschieht dies zusammen mit den eben beschriebenen Variablen und bei der zweiten zusammen mit eik_04, wobei eik_05 hier eine verhältnismäßig geringe Ladung aufweist. Für die erste Analyse gilt außerdem, dass hier die Beobachtungen eik_02 und eik_23 relativ hohe (negative) Ladungen auf den vierten Faktor aufweisen, während die zweite Analyse keine Ladungen über 0,45 auf den vierten Faktor enthält.

Betrachtet man die Analysen unter Mplus, so ist festzustellen, dass dem ersten Faktor eine Reihe von Items mit besonders hoher negativer Ladung zugeteilt wird. Diese manifesten Variablen sind dadurch gekennzeichnet, dass ihre Aussage eher ein negatives Bild über die Leitungsperson äußert.⁶ Diese Items besitzen auch die niedrigsten Mittelwerte, was bedeutet, dass diese Aussagen laut der Befragungsteilnehmer größtenteils nicht zutreffen. Zusammen könnten diese Items als weiterer Faktor betrachtet werden.

⁶Beispielsweise Item eik_14: „Die Leitungsperson will am liebsten alles allein machen“

Des Weiteren fällt auf, dass bei der dritten Analyse unter Verwendung der Variamax-Rotation drei Items aus dem zweiten Befragungsteil eine relativ hohe Ladung auf den ersten Faktor haben. Zwei dieser Items laden zusätzlich ungefähr gleich hoch auf einen anderen Faktor. Bei den Fünf-Faktorenmodellen sind den Faktoren drei bis fünf jeweils nur ein bis zwei Variablen zugeordnet. Dies ist allerdings keine ausreichende Anzahl um einen eigenen Faktor aufzustellen. Der inhaltliche Zusammenhang zwischen den jeweiligen Items ist aber auch hier sehr stark gegeben. Es sei außerdem noch vermerkt, dass bei dem vierten Modell die Höchstzahl von sieben Items ohne ausreichend hohe Ladung auf einen beliebigen Faktor vorliegt. Diese Items können aus diesem Grund nicht in das Modell mit aufgenommen werden.

Betrachtet man das fünfte, das Drei-Faktorenmodell, so muss man auch hier feststellen, dass der dritte Faktor nur zwei Items enthält, bei denen es sich um eik_19 und pe_25 handelt, zwischen denen schon zuvor ein Zusammenhang festgestellt werden konnte. Auch bei diesem Modell gibt es unter den mit „pe“ gekennzeichneten Variablen einige, die auch auf den ersten Faktor relativ hoch laden.

Betrachtet man nun abschließend das letzte Modell, welches nur aus den Bewertungen der Schulleiter gewonnen wurde, so fällt auf, dass hier keine Variable eine ausreichend hohe Ladung auf den dritten Faktor hat. Außerdem fällt auf, dass die Variablen hier absolut betrachtet höhere Ladungen aufweisen als bei allen anderen Modellen. Nur drei Items haben keine Ladung über 0,45 und wieder werden die Items pe_09 und pe_14 dem ersten Faktor zugeteilt, während alle anderen pe-Variablen auf den zweiten Faktor laden.

Modellsynthese

Bei dem Vergleich der hier aufgestellten Modelle, stellt man für jedes Besonderheiten fest. Auch durch den Vergleich der Kennzahlen oder Faktorladungen ist es nicht möglich ein bestes Modell auszuwählen. An dieser Stelle soll deshalb aufgrund der Gemeinsamkeiten der vorliegenden Analysen ein grundlegendes Modell aufgestellt werden. Da es fast durchgängig nur zwei Faktoren gab, denen mehr

als zwei Items mit ausreichend hoher Ladung zugeordnet werden konnten, handelt es sich final um ein Zwei-Faktorenmodell. Bei diesem werden die Items wie folgt zugeordnet:

Faktor 1: eik_02, eik_03, eik_04, eik_05, eik_08, eik_09, eik_10, eik_11, eik_13, eik_14, eik_15, eik_18, eik_20, eik_21, eik_22, pe_09

Faktor 2: pe_01, pe_03, pe_05, pe_06, pe_07, pe_08, pe_12, pe_14, pe_15, pe_16, pe_22

Diese Itemzuordnung lässt sich jeweils durch mindestens vier der Modelle bestätigen.

Folgende Variablen entfallen, da sie zum einen hohe Ladungen auf einen anderen Faktor oder insgesamt zu niedrige Ladungen (unter 0,45) besitzen: eik_19, eik_23, pe_09, pe_13, pe_17, pe_19, pe_25. Gesondert zu betrachten sind außerdem die Items eik_08, eik_10, eik_14, eik_20 die eine negative Ladung auf den ersten Faktor haben. Diese Tatsache könnte aber durch Rekodierung behoben werden.

Modell Programm Schätzmethode	1				2				3				4				5				6											
	PCA				SPSS PAF				Mplus ML				Mplus ML				Mplus ML				Mplus ML											
	Varimax				Varimax				Varimax				Varimax				Varimax				Varimax											
	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	1	2	3						
eik.02				-0,77					0,57					0,54					0,56					0,73								
eik.03		0,54				0,51			0,58					0,53					0,58				0,73									
eik.04		0,60				0,50	0,51		0,61					0,58					0,62				0,66									
eik.05			0,59				0,43		0,73					0,73					0,77				0,77									
eik.08		0,67				0,61			-0,64					-0,75					-0,64				-0,62									
eik.09			0,72				0,53		0,52					0,48					0,50				0,79									
eik.10		0,70				0,65			-0,61					-0,64					-0,61				-0,68									
eik.11		0,66				0,60			0,68					0,69					0,69				0,67									
eik.13		0,68				0,67			0,59					0,49					0,62				0,61									
eik.14		0,72				0,67			-0,62					-0,69					-0,62				-0,58									
eik.15		0,63				0,58			0,58					0,50					0,59				0,70									
eik.18		0,55				0,55			0,49					0,41					0,53				0,70									
eik.19		0,46		0,46		0,42			-0,60				0,56	-0,65					-0,59				0,75									
eik.20		0,72				0,66			0,71					0,74					0,74				-0,58									
eik.21		0,56				0,56			0,74					0,76					0,76				0,69									
eik.22		0,59				0,61			0,48					0,45					0,51				0,76									
eik.23				0,64		0,40																0,52										
pe.01	0,62				0,62																				0,59							
pe.02	0,65				0,58																				0,51							
pe.03	0,70				0,64									0,66											0,69							
pe.05	0,71				0,70									0,69											0,87							
pe.06	0,78				0,78									0,72											0,75							
pe.07	0,76				0,77									0,47											0,49							
pe.08	0,68				0,66									0,52											0,77							
pe.09	0,58				0,57									0,64											0,77							
pe.12	0,75				0,73									0,50											0,62							
pe.13	0,54				0,51									0,61											0,62							
pe.14	0,64				0,61									0,46											0,47							
pe.15	0,70				0,65									0,47											0,63							
pe.16	0,78				0,73									0,56											0,68							
pe.17	0,66				0,61																				0,66							
pe.19	0,53				0,51																				0,63							
pe.22	0,69				0,66																				0,63							
pe.25	0,47			0,48	0,44									0,55					0,56						0,63							
														0,45					0,52						0,52							
KMO	0,965				0,965				0,965				0,965				0,965				0,965				0,965				0,965			
χ^2/df																																
RMSEA																																
SRMR																																
CFI																																

4.5. Inhaltliche Betrachtung und Interpretation des aufgestellten Modells

Da das ausführliche Sechs-Faktorenmodell nach Dubs (Dubs 2006) leider nicht bestätigt werden konnte und sich stattdessen ein Zwei-Faktorenmodell herausgebildet hat, soll dieses nun abschließend betrachtet werden. Die ausführliche Version des Modells kann dem Anhang (A.3) entnommen werden.

Mit sechzehn und auch elf zugeordneten Items sind die Faktoren ziemlich umfangreich, dennoch lassen sich Schwerpunkte innerhalb dieser Beobachtungen feststellen. Der erste extrahierte Faktor beinhaltet Aussagen zur Organisation und Kommunikation aber auch zur Zusammenarbeit mit dem Kollegium. Bei dem zweiten Faktor fällt die wiederkehrende Nennung der Wörter „Fortbildung“ und „Unterricht“ auf. Bei dem Versuch diese Faktoren als Einflussfaktoren aufzufassen und zu beschreiben, findet man in der Literatur aus dem Bereich des Schulleitungswesens verschiedene Modelle zur Aufgabenbeschreibung dieser. Eine passende Untergliederung liefert unter anderem auch Dubs selbst (vgl. Dubs 2006, S.114), indem er die Aufgaben des Schulleiters in Schulmanagement und Schulentwicklung unterteilt. Diese beiden Bereiche werden besonders durch diese ausgewählten manifesten Variablen für die einzelnen Faktoren deutlich:

„Die Leitungsperson steuert und leitet das Geschehen in unserem Oberstufenzentrum (OSZ).

... stellt sicher, dass Entscheidungen und Beschlüsse umgesetzt werden.

... hat die Informations- und Kommunikationswege in unserem OSZ klar geregelt.“

„Die Leitungsperson legt Wert darauf, dass sich die Kollegen fachlich fortbilden.

... hat gute Ideen für die Verbesserung des Unterrichts.

... informiert sich über die Leistungsentwicklung der Schüler.“

Des Weiteren können die vorliegenden Faktoren aber auch im Zusammenhang mit der Betonung der Aufgaben eines Schulleiters sowohl im organisatorischen als auch pädagogischen Bereich gesehen werden. So zeigt zum Beispiel ein unter dem Titel „Schulleiter im Spannungsfeld zwischen pädagogischem Gestalten und organisa-

torischem Verwalten“ (vgl. Burk 1993) gehaltener und verfasster Vortrag, eine Unterscheidung, die auch mit dem vorliegenden Modell gemacht werden kann. Auf der einen Seite beschäftigt den Schulleiter der organisatorische Bereich und auf der anderen Seite kann der zweite Faktor als Betonung der Förderung der Lehrkräfte, aber auch der Unterrichtsverbesserung interpretiert werden. Eine ähnliche Rechtfertigung für die Extraktion des zweiten Faktors liefert Riecke-Baulecke in seinem Konzept *SchulleitungPlus*, in dem er „Unterricht als Kerngeschäft von Schule“ bezeichnet und daraus folgert, dass dies weitgehende Konsequenzen für die Prioritätensetzungen in der Arbeit der Führungskräfte hat: „Es geht darum, die Sicherung und Entwicklung von Unterrichtsqualität zum roten Faden der Führungstätigkeit und des Qualitätsmanagements zu machen“ (Riecke-Baulecke 2007, S. 51 f.). Auch Wissinger (vgl. Wissinger 1997, S. 31 f.) unterscheidet zwischen „Führungshandeln und pädagogischem Handeln“, welches auf der einen Seite organisatorisches und administratives Handeln sei. Auf der anderen Seite bedeute pädagogisch tätig sein, das Lernen zu ermöglichen.

Zusammenfassend kann festgehalten werden, dass eine stärkere Untergliederung in die einzelnen Rahmen, wie sie Wagner in ihrem Sechs-Faktorenmodell liefert, wünschenswert gewesen wäre, aber durch die vorliegenden Daten nicht gestützt werden konnte. Aus diesem Grund wurde ein neues Modell aufgestellt, welches sich ebenfalls theoretisch bestätigen lässt. Das dieses Modell oberflächlicher bleibt und die einzelnen Rahmen nicht dargestellt werden können, hängt sicherlich auch damit zusammen, dass der vorliegende Datensatz, wie zu Beginn geschildert, nicht alle Items der ursprünglichen Befragung enthält. So wurde bei den Analysen ein Zusammenhang der Items eik_19 und pe_25 festgestellt. Diese bilden in dem Sechs-Faktorenmodell zusammen mit zwei weiteren Beobachtungen einen Faktor. Da eine dieser Beobachtungen im vorliegenden Datensatz nicht vorhanden ist, wurde die Extraktion dieses Faktors erschwert, obwohl dieser einen abgegrenzten Arbeitsbereich, nämlich die Präsentation der Schule in der Öffentlichkeit, darstellt. Auch bei anderen Bereichen hat die geringe Itemzahl möglicherweise die Filterung eines Faktors verhindert. Der Datensatz lässt demzufolge eine abschließende Betrachtung und Untergliederung von verschiedenen Aufgabenbereiche nicht zu.

5. Zusammenfassung

Die hier vorgelegte Arbeit untersucht das Führungshandeln an elf Berliner beruflichen Schulen in Bezug auf eine mögliche Untergliederung der Aufgabenbereich des Schulleitungspersonals. Ein zuvor aufgestelltes Sechs-Rahmenmodell konnte mithilfe der Konfirmatorischen Faktorenanalyse nicht ausreichend bestätigt werden. Dies ist unter anderem auf den modifizierten Datensatz und auf die Tatsache zurückzuführen, dass das Analyseverfahren mit den vorliegenden Statistikprogrammen nicht genau reproduziert werden kann.

In einem nächsten Schritt wurden die Korrelationen zwischen den Aussagen über die einzelnen Leitungspersonen überprüft. Diese Untersuchung ergab, dass größtenteils geringe Zusammenhänge zwischen den Beobachtungen bestehen und die Zusammenfassung dieser Daten mithilfe von Mittelwertbildung angezweifelt werden kann. Eine über den gesamten Datensatz durchgeführte Explorative Faktorenanalyse zeigt zusätzlich einen starken Zusammenhang zwischen den Aussagen zu den einzelnen Leitungspersonen und ein geringeren Zusammenhang zwischen den Aufgabenbereichen.

Aufgrund dieser Ergebnisse und Überlegungen wurde in einem nächsten Schritt versucht, mithilfe der Antworten zu den Schulleitern und Stellvertretern ein neues Modell aufzustellen. Hierfür wurden mehrere Explorative Faktorenanalysen mit verschiedenen Einstellungen und Methoden durchgeführt. Die Ergebnisse dieser zeigen nur in wenigen Punkten Abweichungen. Nachdem diese diskutiert wurden, konnte mithilfe der Übereinstimmungen ein Zwei-Faktorenmodell verifiziert werden.

Dieses Modell kann natürlich nicht die gleiche Detailliertheit wie das Sechs-Rahmenmodell von Wagner liefern und untergliedert die Aufgabenbereiche der Schulleitung nur oberflächlich. Dennoch kann seine Gültigkeit mit in der Literatur vorhandenen Untergliederungen bestätigt werden. Es bestätigt zum einen eine Unterscheidung zwischen Schulmanagement- und Schulentwicklungsmaßnahmen und zum anderen kann der zweite Faktor als Bekräftigung für die zentrale Stelle des Unterrichts und des pädagogischen Handels an einer Schule interpretiert werden.

In der Realität scheint allerdings eine detailliertere Untergliederung der Aufgabenbereiche der Schulleitung möglich zu sein, was auch durch einige modelltheoretischen Überlegungen bestätigt wird. Um eine solche Aufteilung mithilfe einer Explorativen Faktorenanalyse bestätigen zu können, müsste der Fragebogen bzw. Datensatz um weitere Aussagen aus diesen Bereichen ergänzt werden. Da Faktoren mindestens drei Items enthalten sollen, erscheint es notwendig, im Vorfeld pro Bereich wenigstens fünf Aussagen zu formulieren.

Der vorliegende Datensatz könnte trotz alledem für weitere Untersuchungen, die den Rahmen dieser Arbeit überschreiten, genutzt werden. Eine Analyse der Zufriedenheit der Lehrkörper mit ihrer Schulleitung, der Aufgabenverteilung unter den Leitungspersonen oder schulinterne Betrachtungen und Vergleiche könnten zum Beispiel von Interesse sein.

Literaturverzeichnis

- BACKHAUS, K. ; ERICHSON, B. ; PLINKE, W. ; WEIBER, R.: Multivariate Analysemethoden. Eine anwendungsorientierte Einführung. Springer, Heidelberg, 2008
- BACKHAUS, K. ; ERICHSON, B. ; WEIBER, R.: Fortgeschrittene multivariate Analysemethoden. Eine anwendungsorientierte Einführung. Springer, Heidelberg, 2011
- BAGOZI, R. ; YI, Y.: *Specification, evaluation, and interpretation of structural equation models*. <http://link.springer.com/content/pdf/10.1007%2Fs11747-011-0278-x.pdf>. Version: 2012, Letzter Abruf: 12.07.2013
- BARTHOLOMEW, D. J. ; STEELE, F. ; MOUSTAKI, I. ; GALBRAITH, J. I.: The analysis and interpretation of multivariate data for social scientists. Chapman & Hall/Crc, Boca Raton, 2002
- BOLMAN, L.G. ; DEAL, T.E.: Modern approaches to understanding and managing organizations. Jossey-Bass Publishers, San Francisco, 1984
- BORTZ, J.: Statistik: Für Human- und Sozialwissenschaftler. Springer, Heidelberg, 2005
- BÜHL, A.: SPSS 16. Einführung in die moderne Datenanalyse. Pearson Studium, München, 2008
- BÜHNER, M.: Einführung in die Test- und Fragebogenkonstruktion. Pearson Studium, München, 2006
- BURK, K.: Schulleiterinnen und Schulleiter im Spannungsfeld zwischen pädagogischem Gestalten und organisatorischem Verwalten. Pädagogisches Zentrum, Berlin, 1993

- DUBS, R.: Führung. In: BUCHEN, R. H. (Hrsg.): *Professionswissen Schulleitung*. Beltz, Weinheim, 2006
- FABRIGAR, L.R. ; WEGENER, D.T. ; MACCALLUM, R.C. ; STRAHAN, E.J.: *Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research*. <http://www.statpower.net/Content/312/Handout/Fabrigar1999.pdf>. Version: 1999, Letzter Abruf: 12.07.2013
- KLINKE, S. ; MIHOCI, A. ; HÄRDLE, W.: *Exploratory Factor Analysis in Mplus, R an SPSS*. http://www.stat.auckland.ac.nz/~iase/publications/icots8/ICOTS8_4F4_KLINKE.pdf. Version: 2010, Letzter Abruf: 12.07.2013
- KLOPP, E.: *Explorative Faktorenanalyse*. http://www.eric-klopp.de/downloads/Explorative_Faktorenanalyse.pdf, Letzter Abruf: 12.07.2013
- LONG, J. S.: Confirmatory Factor Analysis: A Preface so Lisrel. In: LEWIS-BECK, M. S. (Hrsg.): *Factor Analysis and Related Techniques*. Sage Publication, London, 1994
- REINECKE, J.: *Strukturgleichungsmodelle in den Sozialwissenschaften*. Oldenbourg Wissenschaftsverlag GmbH, München, 2005
- RIECKE-BAULECKE, T.: *SchulleitungPlus*. Oldenbourg Verlag, München, 2007
- WAGNER, C.: *Führung und Qualitätsmanagement in beruflichen Schulen. Triangulative Fallstudien zum Führungsverständnis und Führungshandeln einzel-schulischer Führungskräfte*. Peter Lang, Frankfurt am Main, 2011
- WAGNER, C.: *Führungsverständnis und Führungshandeln einzelschulischen Leitungspersonals. Triangulative Fallstudien an sieben Berliner beruflichen Schulen*. In: HORNBERG, S. (Hrsg.): *Deregulierung im Bildungswesen*. Waxmann Verlag, München, 2012
- WISSINGER, J.: Führung - eine pädagogische Funktion? In: WISSINGER, J. (Hrsg.): *Schulleiterhandbuch. Schulleitung als pädagogisches Handeln*. Oldenbourg Verlag, München, 1997

A. Anhang

A.1. Skalendokumentation der verwendeten Items

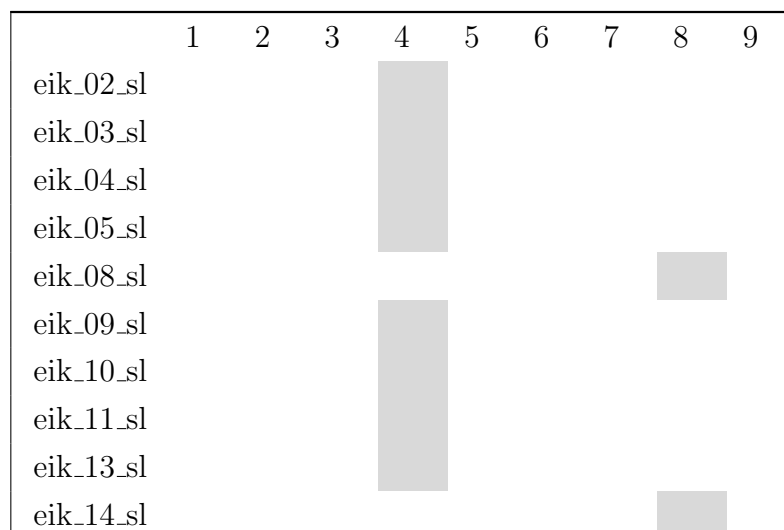
Die Leitungsperson...

eik_02	... führt Besprechungen und Konferenzen zielstrebig und ergebnisorientiert.
eik_03	... stellt sicher, dass Entscheidungen und Beschlüsse umgesetzt werden.
eik_04	... hat die Informations- und Kommunikationswege in unserem OSZ klar geregelt.
eik_05	... ist im Kollegium anerkannt und geachtet.
eik_08	... entscheidet meist allein, ohne die Meinung von Kollegen/-innen anzuhören.
eik_09	... bereitet Konferenzen gut vor.
eik_10	... geht größeren Konflikten aus dem Weg.
eik_11	... versucht in Entscheidungen alle einzubeziehen, die direkt betroffen sind.
eik_13	... weiß über alle Vorgänge in unserem OSZ gut Bescheid.
eik_14	... will am liebsten Alles allein machen.
eik_15	... steuert und leitet das Geschehen in unserem OSZ.
eik_18	... ist bei Problemen auch ohne Einhalten des Dienstwegs erreichbar.
eik_19	... bemüht sich um eine gute Außendarstellung der Schule.
eik_20	... bevorzugt bestimmte Kollegen/-innen.
eik_21	... hat eine vertrauensvolle Diskussionskultur mit dem Kollegium geschaffen.
eik_22	... nimmt Kritik von uns sehr ernst und setzt sich mit dieser auseinander.
eik_23	... setzt Sauberkeit und Ordnung in der Schule durch.
pe_01	... legt Wert darauf, dass sich die Kollegen/-innen fachlich fortbilden.
pe_02	... spricht regelmäßig mit Schülern/-innen (und Lehrkräften).
pe_03	... hat gute Ideen für die Verbesserung des Unterrichts.
pe_05	... berät Kollegen/-innen in Fortbildungsangelegenheiten.
pe_06	... setzt internen Erfahrungsaustausch im Kollegium in Gang.

pe_07	... unterstützt die Einführung und Umsetzung neuer Ideen im Unterricht.
pe_08	... organisiert interne Fortbildungsangebote für Lehrkräfte.
pe_09	... gibt Unterstützung, wenn es zu Problemen mit Schülern/-innen kommt.
pe_12	... fördert Kooperation im Kollegium.
pe_13	... hebt besondere Leistungen von Lehrkräften öffentlich hervor.
pe_14	... sorgt dafür, dass der Unterricht möglichst störungsfrei ablaufen kann.
pe_15	... hält Lehrkräfte an, dass Leistungsniveau im Unterricht hoch zu halten.
pe_16	... informiert sich über die Leistungsentwicklung der Schüler/-innen.
pe_17	... führt regelmäßig Gespräche mit den Kollegen/-innen.
pe_19	... setzt sich für eine moderne technische Ausstattung für die Ausbildung ein.
pe_22	... fordert von den Lehrkräften Teamarbeit ein.
pe_25	... stellt Erfolge von innovativen Projekte der Schule öffentlich dar.

A.2. Explorative Faktorenanalyse der Originaldaten - Schematische Darstellung

Um eine übersichtliche Darstellung zu erhalten, wurden alle Faktorenladungen markiert, die einen Wert von mindestens 0,5 annehmen.



eik_14_al			
eik_15_al			
eik_18_al			
eik_19_al			
eik_20_al			
eik_21_al			
eik_22_al			
eik_23_al			
eik_02_ak			
eik_03_ak			
eik_04_ak			
eik_05_ak			
eik_08_ak			
eik_09_ak			
eik_10_ak			
eik_11_ak			
eik_13_ak			
eik_14_ak			
eik_15_ak			
eik_18_ak			
eik_19_ak			
eik_20_ak			
eik_21_ak			
eik_22_ak			
eik_23_ak			
pe_01_sl			
pe_02_sl			
pe_03_sl			
pe_05_sl			
pe_06_sl			
pe_07_sl			
pe_08_sl			
pe_09_sl			

A.3. Faktorenuordnung des eigenen Modells

Die Leitungsperson...

Faktor 1 - Schulmanagement - Organisation	
eik_02	... führt Besprechungen und Konferenzen zielstrebig und ergebnisorientiert.
eik_03	... stellt sicher, dass Entscheidungen und Beschlüsse umgesetzt werden.
eik_04	... hat die Informations- und Kommunikationswege in unserem OSZ klar geregelt.
eik_05	... ist im Kollegium anerkannt und geachtet.
eik_08	... entscheidet meist allein, ohne die Meinung von Kollegen anzuhören.
eik_09	... bereitet Konferenzen gut vor.
eik_10	... geht größeren Konflikten aus dem Weg.
eik_11	... versucht in Entscheidungen alle einzubeziehen, die direkt betroffen sind.
eik_13	... weiß über alle Vorgänge in unserem OSZ gut Bescheid.
eik_14	... will am liebsten Alles allein machen.
eik_15	... steuert und leitet das Geschehen in unserem OSZ.
eik_18	... ist bei Problemen auch ohne Einhalten des Dienstwegs erreichbar.
eik_20	... bevorzugt bestimmte Kollegen.
eik_21	... hat eine vertrauensvolle Diskussionskultur mit dem Kollegium geschaffen.
eik_22	... nimmt Kritik von uns sehr ernst und setzt sich mit dieser auseinander.
pe_09	... gibt Unterstützung, wenn es zu Problemen mit Schülern kommt.
Faktor 2 - Schulentwicklung - Pädagogik	
pe_01	... legt Wert darauf, dass sich die Kollegen fachlich fortbilden.
pe_03	... hat gute Ideen für die Verbesserung des Unterrichts.
pe_05	... berät Kollegen in Fortbildungsangelegenheiten.
pe_06	... setzt internen Erfahrungsaustausch im Kollegium in Gang.
pe_07	... unterstützt die Einführung und Umsetzung neuer Ideen im Unterricht.
pe_08	... organisiert interne Fortbildungsangebote für Lehrkräfte.
pe_12	... fördert Kooperation im Kollegium.

pe_14	... sorgt dafür, dass der Unterricht möglichst störungsfrei ablaufen kann.
pe_15	... hält Lehrkräfte an, dass Leistungsniveau im Unterricht hoch zu halten.
pe_16	... informiert sich über die Leistungsentwicklung der Schüler.
pe_22	... fordert von den Lehrkräften Teamarbeit ein.

Erklärung

Hiermit versichere ich, Julia Baumann, dass ich die vorliegende Arbeit eigenständig verfasst und keine anderen als die angegebenen Quellen und Hilfsmittel benutzt habe, dass alle Stellen der Arbeit, die wörtlich oder sinngemäß aus anderen Quellen übernommen wurden, als solche kenntlich gemacht sind. Die Arbeit wurde in gleicher oder ähnlicher Form noch keiner Prüfungsbehörde vorgelegt und die Prüfungsordnung beachtet.

Berlin, den 22. Juli 2013